

Catalogue 92-341F

Couverture

Rapports techniques du recensement de 1991

BIBLIOTHEQUE



Pour nous joindre

Des données sous plusieurs formes...

Statistique Canada diffuse les données sous formes diverses. Outre les publications, des totalisations habituelles et spéciales sont offertes. Les données sont disponibles sur disque compact, disquette, imprimé d'ordinateur, microliche et microlifin, et bande magnétique. Des cartes et d'autres documents de référence géographiques sont disponibles pour certaines sortes de données. L'accès direct à des données agrégées est possible par le truchement de CANSIM, la base de données ordinolingue et le système d'extraction de Statistique Canada

Comment obtenir d'autres renseignements

Toutes les demandes de renseignements au sujet des produits et services doivent être adressées au centre de consultation de Statistique Canada de votre région :

| Halifax | (902) 426-5331 | Regina | (306) 780-5405 |
|----------|----------------|-----------|----------------|
| Montréal | (514) 283-5725 | Edmonton | (403) 495-3027 |
| Ottawa | (613) 951-8116 | Calgary | (403) 292-6717 |
| Toronto | (416) 973-6586 | Vancouver | (604) 666-3691 |
| Winnipea | (204) 983-4020 | | (001) 000 0001 |

Un service d'appel interurbain sans frais est offert, dans toutes les provinces et dans les territoires, aux utilisateurs qui habitent à l'extérieur des zones de communication locale des centres régionaux de consultation.

| rene-neuve et Labrador, Nouvelle-Ecosse, | |
|---|----------------|
| Nouveau-Brunswick et Île-du-Prince-Édouard | 1-800-565-7192 |
| Québec | 1-800-361-2831 |
| Ontario | 1-800-263-1136 |
| Manitoba | 1-800-661-7828 |
| Alberta et les territoires du Nord-Ouest | 1-800-563-7828 |
| Saskatchewan | 1-800-667-7164 |
| Colombie-Britannique et le territoire du Yukon | 1-800-663-1551 |
| Appareil de télécommunications pour malentendants | 1-800-363-7629 |
| Numéro sans frais pour commander seulement (Canada et États-Unis) | 1-800-267-6677 |

Comment commander les produits

On puter se procure la grupulication de Statistique Canada e uprès des agents autorisés et a la bissaire sibraines locales, par l'entrenise du centre régional de consultation de Statistique Canada e lupis près, ou en érourne à la Dissipis du marketing. Vertiens de la consultation de Statistique Canada e lupis près, ou en éroinal de consultation de Dissipis que canada sur la communique ravec le centre régional de consultation le plus près pour de plus amples en canada sur la service disectioniques. Voir le bon de commande à la fin du présent produit parties délatifications de la consultation de l



Statistique Canada

Rapports techniques du recensement de 1991

Couverture

Série des produits de référence

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

@Ministre de l'Industrie, des Sciences et de la Technologie, 1994

Tous droits réservés. Il est interdit de reproduire ou de transmettre le contenu de la présente publication, ous quelque forme ou par quelque moyen que ce soit, enregistrement sur support magnétique, reproduction électronique, mécanique, photographique, ou autre, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, sans l'autorisation d'ette préside des Services de concession des droits de licence, Division de la commercialisation, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada KH AO CANADA CAN

Mars 1994

Prix: Canada: 20 \$ États-Unis: 24 \$ US Autres pays: 28 \$ US

Catalogue 92-341F

ISBN 0-660-93524-4

Ottawa

This publication is available in English upon request (92-341E)

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien étable entre Statistique Canada et la population, les entreprises et les administrations canadiennes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles. Données de catalogage avant publication (Canada)

Vedette principale au titre:

Converture

(Rapports techniques du recensement de 1991) (Série des produits de référence) Publié aussi en anglais sous le titre: Coverage. ISBN 0-660-93524-4 CS92-341F

- 1. Canada -- Recensement, 1991 -- Méthodologie.
- 2. Canada -- Recensement, 1991 -- Guides, manuels, etc.
- I. Statistique Canada. II. Titre. III. Collection.

HA31.2 C6814 1994 001.4'33 C94-988049-3

Pour citer ce document

Statistique Canada. Couverture

Rapports techniques du recensement de 1991; Série des produits de référence. Ottawa : Ministère de l'Industrie, des Sciences et de la Technologie, 1994.

Numéro 92-341F au catalogue.

Préface

Au fil des ans, le recensement du Canada est devenu la principale source de renseignements sur les Canadiens et leur mode de vie. Les décisions prises à la lumière de ces renseignements ont une incidence directe sur la vie sociale et économique de tous les Canadiens

À titre d'organisme responsable de l'élaboration de ces données, Statistique Canada se doit d'informer les utilisateurs sur la qualité des données obtenues notamment sur les concepts et la méthodologie utilisés aux fins de la collecte et du traitement des données, ainsi que sur toutes autres caractéristiques des données susceptibles d'avoir une incidence sur leur utilisation ou leur interprétation.

Afin d'informer les utilisateurs sur la qualité des données du recensement de 1991, Statistique Canada a élaboré les publications suivantes: un Dictionnaire du recensement, qui présente de façon concise des données écrites et graphiques faciles à comprendre sur les concepts du recensement; le Recensement en bref, qui donne un aperçu des diverses étapes de la réalisation du recensement; ainsi qu'une série de Rapports techniques, qui étudient de façon plus apportondie la qualité des données, comme le présent rapport sur la couverture.

Il est essentiel que les utilisateurs disposent de renseignements sur la qualité des données. Ces renseignements leur permettent de déterminer si les données du recensement peuvent leur être utiles et d'évaluer les risques auxquels ils s'exposent en tirant des conclusions ou en prenant des décisions à partir de ces données. Les renseignements sur la qualité des données revêtent également une grande importance pour Statistique Canada aux fins de l'élaboration et du maintien de programmes statistiques pertinents et fiables.

Le présent rapport a été réalisé par Don Royce, Marie-France Germain, Claude Julien, Peter Dick, Karen Switzer et Benoit Allard de la Division des méthodes d'enquêtes sociales. Les auteurs voudraient remercier pour leur contribution leurs collègues des divisions des méthodes d'enquêtes sociales, de la démographie et des opérations du recensement qui ont joué un rôle important dans la préparation de la présente publication.

Avant de terminer, je tiens à remercier les millions de Canadiens et de Canadiennes qui ont accepté de remplir leur questionnaire du recensement le 4 juin 1991, de même que tous ceux et celles qui ont aidé Statistique Canada à planifier et à réaliser le recensement.

Ivan P. Fellegi Statisticien en chef du Canada

Table des matières

| | | Page |
|-------|---|------|
| Liste | des tableaux | ii |
| I. | Introduction | 1 |
| II. | Univers du recensement | 2 |
| Ш. | Réalisation du recensement | 7 |
| IV. | Programme de mesure de l'erreur de couverture | 10 |
| V. | Vérification des logements inoccupés | 12 |
| VI. | Étude sur les résidents temporaires | 20 |
| VII. | Contre-vérification des dossiers | 28 |
| VIII. | Étude sur le surdénombrement | 36 |
| IX. | Sous-dénombrement net | 43 |
| X. | Analyse supplémentaire | 52 |
| XI. | Conclusion | 62 |
| Bibli | ographie | 63 |
| Cent | res régionaux de consultation | 64 |
| Bibli | othèques de dépôt | 65 |

Liste des tableaux

Page

| Tabl | eaux | |
|------|---|----|
| 2.1 | Les univers de la population, des ménages et des logements et les liens existant entre eux | 5 |
| 5.1 | Effectif de l'échantillon selon la province ou le territoire, vérification des logements inoccupés de 1991 | 13 |
| 5.2 | Estimation du nombre de logements occupés classés par erreur comme inoccupés, vérification des logements inoccupés de 1991 | 16 |
| 5.3 | Nombre de ménages et de personnes ajoutés par suite de la vérification des logements inoccupés de 1991 | 17 |
| 5.4 | Estimation du nombre de logements inoccupés hors du parc de logements, vérification des logements inoccupés de 1991 | 18 |
| 5.5 | Réduction des taux de sous-dénombrement des ménages et des personnes, et des taux de surdénombrement des logements, vérification des logements inoccupés de 1991 | 19 |
| 6.1 | Répartition de l'échantillon par province et territoire, étude sur les résidents temporaires de 1991 | 21 |
| 6.2 | Décisions prises au dépouillement, étude sur les résidents temporaires de 1991 | 22 |
| 6.3 | Estimations des résidents temporaires non dénombrés pour les provinces et les territoires, étude sur les résidents temporaires de 1991 | 24 |
| 6.4 | Estimations des résidents temporaires non dénombrés pour les régions métropolitaines de recensement de Montréal, de Toronto et de Vancouver, étude sur les résidents temporaires de 1991 | 25 |
| 6.5 | Estimations des résidents temporaires non dénombrés pour les groupes démographiques, étude sur les résidents temporaires de 1991 | 25 |
| 6.6 | Réduction des taux de sous-dénombrement de la population provenant des additions aléatoires de résidents temporaires pour les provinces et les territoires, étude sur les résidents temporaires de 1991 | 26 |
| 6.7 | Réduction des taux de sous-dénombrement de la population provenant des additions aléatoires de résidents temporaires pour les groupes démographiques, étude sur les résidents temporaires de 1991 | 27 |
| 7.1 | Bases de sondage, contre-vérification des dossiers de 1991 | 29 |
| 7.2 | Nombre de cas dans chacune des catégories finales selon la base, contre-vérification des dossiers de 1991 | 33 |
| 7.3 | Estimations du sous-dénombrement de la population pour le Canada, les provinces et les territoires, contre-vérification des dossiers de 1991 | 35 |

Liste des tableaux - Fin

| Table | eaux | |
|-------|---|----|
| 7.4 | Estimations du sous-dénombrement des ménages privés pour le Canada, les provinces et les territoires, contre-vérification des dossiers de 1991 | 35 |
| 8.1 | Répartition de l'échantillon et nombre de cas de surdénombrement dans chacune des composantes de l'étude, étude sur le surdénombrement de 1991 | 41 |
| 8.2 | Répartition de l'effectif de l'échantillon et nombre de personnes dénombrées en trop relevées dans l'étude par appariement automatisé | 41 |
| 8.3 | Estimations du surdénombrement de la population pour le Canada, les provinces et les territoires, étude sur le surdénombrement de 1991 | 42 |
| 8.4 | Estimations du surdénombrement des ménages privés pour le Canada, les provinces et les territoires, étude sur le surdénombrement de 1991 | 42 |
| 9.1 | Estimations du sous-dénombrement net de la population, recensement de 1991 | 45 |
| 9.2 | Estimations du sous-dénombrement net des ménages privés, recensement de 1991 | 50 |
| 10.1 | Estimation du sous-dénombrement net en 1991 selon la méthode démographique | 53 |
| 10.2 | Estimations démographiques du sous-dénombrement net pour les provinces et les territoires, recensement de 1991 | 54 |
| 10.3 | Estimations du sous-dénombrement de la population pour le Canada, les provinces et les territoires, contre-vérifications des dossiers de 1971, 1976, 1981, 1986 et 1991 | 56 |
| 10.4 | Estimations du sous-dénombrement de la population selon le groupe d'âge et le sexe, contre-vérifications des dossiers de 1971, 1976, 1981, 1986 et 1991 | 57 |
| 10.5 | Personnes ajoutées et réduction du taux de sous-dénombrement net à la suite de l'opération | 61 |

Page

Introduction T

Le recensement de la population du Canada constitue une entreprise très ambitieuse comportant des étapes variées dont chacune est complexe et exige qu'on y consacre un temps et des ressources considérables. Pour obtenir les renseignements désirés, il faut établir un ensemble de questions par suite de consultations et d'essais approfondis, recueillir des données d'une façon spécifique par le biais de recenseurs formés à cet effet, procéder à une vérification des données recueillies en vue d'éliminer toute incohérence ou erreur, entrer les résultats définitifs dans une base de données informatisée, puis analyser les données retenues et les diffuser sous diverses formes.

Le recensement de la population de 1991 avait pour principaux objectifs d'obtenir les chiffres exacts de la population, des ménages et des logements à tous les niveaux géographiques, ainsi que de recueillir un large éventail de renseignements sur les caractéristiques de ces trois sous-populations. Les données recueillies vont de l'âge et du sexe des personnes jusqu'à leur langue, leur origine ethnique, leur scolarité, leur profession, leur activité, leur industrie et leurs sources de revenu, en passant par les caractéristiques de leur famille et de leur ménage. Le recensement constitue une source de renseignements de valeur inestimable pour les divers paliers de gouvernement. les entreprises, les associations, les groupes d'intérêt et le grand public. Les données recueillies peuvent être utilisées par les administrations publiques pour la planification des programmes sociaux et économiques ainsi que pour l'évaluation des besoins en matière d'établissements d'enseignement et de santé, et par les entreprises à des fins de planification.

Toutefois, dans un projet de l'envergure du recensement, les résultats ne sont jamais parfaits. Bien qu'on ait déployé des efforts considérables pour assurer le respect de normes de qualité élevées, il est inévitable que des erreurs se glissent à diverses étapes des opérations de collecte et de dépouillement. Il importe que les utilisateurs soient conscients de la nature et de l'ampleur des erreurs que peuvent renfermer les données du recensement ainsi que des risques qu'il y a à baser des conclusions ou des décisions sur ces données. Afin d'informer les utilisateurs des problèmes susceptibles de se présenter, un certain nombre de programmes visant à évaluer la qualité des données du recensement ont été mis sur pied

Les Rapports techniques du recensement de 1991 ont pour obiet d'exposer aux utilisateurs le cadre théorique et les définitions utilisés aux fins de la réalisation du recensement ainsi que les méthodes de collecte et de traitement des données employées. Les principales sources d'erreurs et, dans la mesure du possible, l'ampleur de l'erreur sont décrites ainsi que toutes circonstances exceptionnelles pouvant avoir une incidence sur la qualité des données. Grâce à ces renseignements, les utilisateurs sont en mesure de mieux évaluer si les données portent effectivement sur les variables qu'ils veulent mesurer et si les estimations qu'ils comptent utiliser ont été produites en respectant les limites de tolérance admissibles, compte tenu de l'usage auguel elles sont destinées.

Le présent rapport traite des erreurs de couverture qui surviennent lorsque des personnes, des ménages, des logements ou des familles sont oubliés au moment du recensement ou sont dénombrés par erreur. Les erreurs de converture constituent l'un des plus important types d'erreur se produisant au recensement puisqu'elles ont une incidence non seulement sur l'exactitude des chiffres des divers univers du recensement, mais également sur la justesse de tous les chiffres du recensement ayant trait aux caractéristiques de ces univers.

Le chapitre 2 présente des définitions des divers univers visés par le recensement. Le chapitre 3 donne une description des opérations de collecte et de dépouillement au cours desquelles des erreurs de couverture peuvent se produire, et des mesures prises en vue de réduire le nombre de ces erreurs. Le chapitre 4 donne un aperçu du programme de mesure de la couverture du recensement de 1991, tandis que les chapitres 5 à 8 décrivent la méthodologie et les résultats de chacune des quatre études sur la couverture réalisées dans le cadre du recensement de 1991. Le chapitre 9 présente des estimations de l'erreur de couverture nette au recensement de 1991 et au chapitre on trouve une analyse supplémentaire des erreurs de couverture.

II. Univers du recensement

2.1 Introduction

Cinq univers ont été dénombrés au recensement de 1991 :

- 1. l'univers de la population;
- 2. l'univers des logements;
- 3. l'univers des ménages;
- 4. l'univers des familles de recensement:
- 5. l'univers des familles économiques.

Le Programme de mesure de l'erreur de couverture de 1991 a porté principalement sur les univers de la population et des ménages. Pour la première fois, on a tenté également d'évaluer l'exactitude du dénombrement de l'univers des familles de recensement, mais les résultats de cette évaluation ne sont pas inclus dans le présent rapport.

Le reste du chapitre est consacré aux définitions des divers univers en vue de fournir un cadre de référence par rapport auquel les erreurs de couverture peuvent être mesurées. Les lecteurs sont invités à consulter le Dictionnaire du recensement qui contient plus de détails sur les variables associées à chacun des univers.

2.2 Univers de la population

L'univers de la population du recensement de 1991 comprend les groupes de personnes suivants :

- · les citoyens canadiens et les immigrants recus ayant un lieu de résidence habituel au Canada;
- les citoyens canadiens et les immigrants reçus qui sont à l'étranger, dans une base militaire ou en mission diplomatique;
- les citoyens canadiens et les immigrants reçus qui sont en mer ou dans des ports à bord de navires marchands battant pavillon canadien:
- les personnes au Canada qui demandent le statut de réfugié;
- les personnes au Canada qui détiennent un permis de séjour pour étudiants (les étudiants étrangers, les titulaires d'un visa pour étudiants);
- les personnes au Canada qui détiennent un permis de travail (les travailleurs étrangers, les titulaires d'un permis de travail);
- les personnes au Canada qui détiennent un permis ministériel (y compris les prolongements);
- toutes les personnes nées à l'extérieur du Canada à charge des revendicateurs du statut de réfugié, des titulaires d'un permis de séjour pour étudiants, d'un permis de travail ou d'un permis ministériel.

Aux fins du recensement, les personnes des cinq derniers groupes de la liste sont des **résidents non permanents**.

Les groupes de personnes suivants, qui ensemble constituent la catégorie des résidents étrangers, n'ont pas été inclus dans l'univers de la population du recensement de 1991:

- les représentants du gouvernement d'un autre pays qui sont affectés à l'ambassade, au haut-commissariat ou à toute autre mission diplomatique de ce pays au Canada, et leur famille;
- les membres des Forces armées d'un autre pays en poste au Canada, et leur famille;
- les résidents d'un autre pays en visite au Canada temporairement.

L'inclusion des résidents non permanents constitue un important changement mis en oeuvre au recensement de 1991. Lors des recensements précédents, les résidents non permanents étaient considérés comme des résidents étrangers et n'étaient donc pas inclus dans l'univers de la population. Les utilisateurs doivent tenir compte de ce fait lorsqu'ils établissent des comparaisons entre les données de 1991 et celles des recensements antérieurs.

Les définitions ci-devant indiquent quelles personnes doivent être incluses dans le recensement, mais ne font pas état de l'endroit où elles doivent être dénombrées. À cette fin, le recensement du Canada utilise la méthode de jure de dénombrement selon laquelle les personnes doivent être dénombrées à leur lieu habituel de résidence même si de sont absentes temporairement au moment de la tenue du recensement. Les personnes qui sont absentes de leur lieu habituel de résidence au moment du recensement sont appelées résidents temporaires (à ne pas confondre avec les résidents non permanents, concept qui se rapporte au statut légal de la personne pedant son séjour au Canada). Les personnes qui n'ont pas de lieu habituel de résidence doivent être dénombrées la où elles se trouvent le jour du recensement. D'autres pays utilisent la méthode de facto selon laquelle les personnes doivent être dénombrées à l'endroit où elles se trouvent le jour du recensement quel que soit leur lieu habituel de résidence.

2.3 Univers des logements

Un **logement** est un ensemble de pièces d'habitation qu'une personne ou un groupe de personnes habitent ou pourraient habiter. Seuls les logements situés au Canada sont inclus dans l'univers des logements. Il existe deux types de logement:

Un **logement privé** est un ensemble distinct de pièces d'habitation ayant une entrée privée donnant sur l'extérieur ou sur un corridor, un vestibule ou un escalier commun à l'intérieur. L'entrée doit donner accès au logement sans que l'on ait à passer par les pièces d'habitation de quelqu'un d'autre.

Un logement collectif est un établissement commercial, institutionnel ou communautaire que le recenseur peut identifier comme tel grâce à une enseigne ou en s'adressant à la personne qui en a la charge, à un résident, à un voisin, etc. Sont inclus dans cette catégorie les pensions et maisons de chambre, les hôtels, motels, maisons de chambres pour touristes, maisons de repos, hôpitaux, résidences de personnel, casernes, camps de chantier prisons, centres d'accueil fovers collectifs, etc.

Ces deux types de logements peuvent être classés dans des catégories plus détaillées.

Les logements privés peuvent être classés comme logements privés ordinaires, logements marginaux ou logements en construction. Les logements privés ordinaires se subdivisent en trois catégories : logements occupés par des résidents habituels, logements occupés par des résidents étrangers ou temporaires seulement et logements inoccupés. Les logements marginaux et les logements enostruction sont classés comme logements occupés par des résidents habituels ou comme logements occupés par des résidents étrangers ou temporaires seulement. Les logements marginaux et les logements en construction inoccupés le jour du recensement ne sont pas inclus dans l'univers des logements.

Les logements collectifs sont classés comme logements occupés par des résidents habituels. logements occupés par des résidents étrangers ou temporaires seulement et logements collectifs inoccupés. Dans le cas des logements collectifs inoccupés, des données ont été recueillies, mais ne sont pas incluses dans les publications du recensement.

En résumé, l'univers des logements inclut :

- les logements privés ordinaires occupés par des résidents habituels;
- · les logements privés ordinaires occupés par des résidents étrangers ou temporaires seulement;
- les logements privés ordinaires inoccupés;
- les logements marginaux et les logements en construction pour autant qu'ils aient été occupés le jour du recensement;
- les logements collectifs ordinaires occupés par des résidents habituels:

les logements collectifs ordinaires occupés par des résidents étrangers ou temporaires seulement.

L'univers des logements n'inclut pas :

- les logements marginaux et les logements en construction inoccupés le jour du recensement;
- les logements collectifs inoccupés le jour du recensement;
- les logements situés à l'extérieur du Canada.

2.4 Univers des ménages

Un eménage» est une personne ou un groupe de personnes (autres que des résidents étrangers) occupant un même logement et n'ayant pas de lieu habituel de résidence ailleurs au Canada. Il peut se composer d'un groupe familial (famille de recensement) avec ou sans autres personnes hors famille de recensement, de deux familles ou plus partageant le même logement, d'un groupe de personnes non apparentées ou d'une personne vivant seule. Les membres d'un ménage qui sont temporairement absents le jour du recensement sont considérés être membres du ménage à leur lieu habituel de résidence. Aux fins du recensement, chaque personne est membre d'un seul et unique ménage, sauf dans le cas des additions aléatoires de résidents temporaires (voir le chapitre 6) qui sont incluses dans l'univers de la population seulement.

Les ménages sont classés en trois genres de ménage selon le type de logement dans lequel ils résident : ménages privés, ménages collectifs et ménages à l'extérieur du Canada. Il faut prendre note que les ménages à l'extérieur du Canada ne sont pas associés à un logement puisque les logements situés à l'extérieur du Canada ne sont pas compris dans l'univers des logements. La plupart des données du recensement publiées sur les ménages portent sur les ménages privés seulement.

2.5 Univers des familles de recensement

Une «famille de recensement» est :

- un couple actuellement marié avec ou sans fils et/ou filles jamais mariés des deux conjoints ou de l'un deux habitant dans un même logement:
- un couple vivant en union libre avec ou sans fils et/ou filles jamais mariés des deux partenaires ou de l'un deux:
- un parent seul (peu importe son état matrimonial) demeurant avec au moins un fils ou une fille jamais marié dans un même logement.

Les données sur les familles de recensement ne sont recueillies que pour les personnes dans les ménages privés, les ménages collectifs huttérites et les ménages à l'extérieur du Canada.

2.6 Univers des familles économiques

Une famille économique est un groupe de deux personnes ou plus qui vivent dans le même logement et qui sont apparentées par le sang, par alliance, par union libre ou par adoption. Les données sur les familles économiques ne sont recueillies que pour les personnes dans les ménages privés, les ménages collectifs huttérites et les ménages à l'extérieur du Canada.

2.7 Liens existant entre les univers

Le tableau 2.1 présente une récapitulation des trois univers de base selon l'emplacement du logement (au Canada ou à l'extérieur du Canada), le classement du logement (privé ou collectif) et l'occupation/inoccupation. Pour chaque groupe dans le tableau, il est indiqué s'il est inclus dans l'univers ou s'il en est exclu. Par exemple, les employés du gouvernement canadien vivant à l'étranger avec leur famille sont inclus dans les univers de la population et des ménages, mais sont exclus de l'univers des logements. Les catégories signalées un astérisque (*) correspondent à des groupes pour lesquels les données sont recueillies, mais qui sont exclus de la plupart des publications du recensement.

Tableau 2.1 Les univers de la population, des ménages et des logements et les liens existant entre eux

| | Population | Ménages | Logements |
|--|------------|---------|-----------|
| Logements au Canada : | | | |
| Logements privés ordinaires | | | |
| occupés par des résidents habituels | I | I | I |
| occupés par des résidents étrangers ou temporaires seulement | Е | E | I, |
| inoccupés | - | | I* |
| Logements privés, marginaux ou en construction | | | |
| occupés par des résidents habituels | I | I | I |
| occupés par des résidents étrangers ou temporaires seulement | E | E | I, |
| inoccupés | | | E |
| 3. Logements collectifs | | | |
| occupés par des résidents habituels | I | I, | I* |
| occupés par des résidents étrangers ou temporaires seulement | E | E | I* |
| inoccupés | | E | E* |
| Additions aléatoires de résidents temporaires | I | E | E |
| Additions aléatoires par suite de la vérification des logements inoccupés | I | I | I |
| Logements situés à l'extérieur du Canada : | | | |
| Citoyens canadiens et immigrants reçus qui sont à l'étrange dans une base militaire ou en mission diplomatique | r, I | I, | E |
| Citoyens canadiens et immigrants reçus qui sont en mer ou dans des ports à bord de navires marchands battant pavillor canadien | | I* * | E |

Nota: I = inclus. E = exclus. - = sans objet

^{*} indique que les données ont été recueillies, mais ne sont pas incluses dans la plupart des publication

2.8 Erreurs de converture

Les erreurs de couvertures sont des erreurs qui ont une incidence sur l'exactitude des chiffres des divers univers du recensement. Il existe deux genres d'erreurs de couverture : les erreurs de sous-dénombrement et les erreurs de surdénombrement.

Il y a **sous-dénombrement** lorsqu'on omet complètement de dénombrer une unité faisant partie d'un univers visé par le recensement.

Par contre, le surdénombrement peut se produire dans deux cas : premièrement, lorsqu'une unité faisant partie d'un univers du recensement est dénombrée plus d'une fois, ce qui représente le cas le plus fréquent de surdénombrement; deuxièmement, lorsqu'une unité ne faisant pas partie d'un univers (p. ex., un résident étranger, un animal de compagnie ou une personne fictive) est dénombrée par erreur.

Il faut prendre note qu'une erreur d'ordre géographique uniquement ne constitue pas une erreur de couverture. Par exemple, une personne qui a été dénombrée dans la mauvaise région géographique ne constitue pas un cas de surdénombrement dans la région où elle a été dénombrée ni à un cas de sous-dénombrement dans la région où elle aurait du l'être.

Le sous-dénombrement d'un ménage correspond au cas d'un ménage dont tous les membres sont oubliés. Les ménages dont certains membres (mais pas tous) sont oubliés ne constituent pas des cas de sous-dénombrement de ménages même s'ils entraînent des erreurs dans les données sur les caractéristiques du ménage comme sa taille et sa composition. De même, le surdénombrement d'un ménage se produit lorsque tous les membres sont dénombrés en tron

III. Réalisation du recensement

Les diverses opérations du recensement qui mènent à la production d'un ensemble de données prêtes pour la diffusion sont divisées en deux phases principales : la collecte et le dépouillement. Dans le présent chapitre, nous décrivons ces deux phases ainsi que les mesures prises en vue de réduire et de contrôler les erreurs de couverture au cours de ces opérations.

3.1 Collecte

La phase de la collecte a pour objet de dénombrer les univers des logements, des ménages et de la population et de recueillir les données requises au sujet de chaque unité dénombrée. Pour ce faire, il faut d'abord dresser la liste de tous les logements dans un Registre des visites en les classant en logements privés ou collectifs en précisant s'ils sont occupés ou non. Une fois cette opération accomplie, on demande à un membre du ménage de dresser la liste de tous les occupants habituels du logement inclus dans l'univers de la population (même s'ils étaient temporairement absents le jour du recensement) et d'inscrire leurs caractéristiques.

Pour effectuer cette tâche, on a divisé le pays en 46 000 secteurs de dénombrement (SD) environ. Chaque SD était attribué à un recenseur spécialement formé sur les méthodes de collecte des données. La tâche moyenne d'un recenseur comprenait environ 300 ménages.

On a utilisé deux méthodes de collecte de base : le retour par la poste et l'interview. La méthode de retour par la poste a été employée dans toutes les régions du pays à l'exception des régions éloignées et de la plupart des réserves indiennes et des établissements indiens où l'on a utilisé la méthode de recensement par interview. Dans les deux cas, le recenseur devait repérer tous les logements et en dresser la liste, et livrer ou remplir sur place le questionnaire approprié.

Dans le cas des ménages dénombrés par la méthode de retour par la poste, le recenseur livrait un questionnaire. Un membre du ménage devait le remplir le 4 juin 1991, puis le retourner par la poste. Les questionnaires retournés étaient contrôlés et, s'il y avait lieu, on effectuait un suivi téléphonique ou sur place pour obtenir les renseignements manquants. Les ménages qui n'avaient pas renvoyé leur questionnaire faisaient également l'objet d'un suivi téléphonique ou sur place en vue d'obtenir un questionnaire rempli.

Dans le cas des ménages dénombrés par interview, les données étaient recueillies au moyen d'une interview sur place au moment du dénombrement du logement par le recenseur. Les secteurs dénombrés par interview représentaient environ 1 % de la pomblation totale du Canada.

En plus des données démographiques de base et des données sur les logements recueillies auprès de l'ensemble des ménages, des données supplémentaires ont été recueillies auprès d'un échantillon de ménages. En effet, dans la plupart des secteurs de retour par la poste, le recenseur livrait un questionnaire plus long à un logement privé occupé sur cinq (échantillon de 20 %). Dans les SD de recensement par interview et dans certains autres cas spéciaux, on a utilisé le questionnaire complet pour tous les ménages du SD.

Une fois que le recenseur avait terminé la collecte, son travail était vérifié par son surveillant (le commissaire au recensement) et par un technicien du contrôle qualitatif. Lorsque le travail était approuvé, les questionnaires et les registres des visites étaient envoyés aux opérations de traitement des données.

3.2 Traitement des données

L'étape du traitement des données a mené à l'élaboration d'une base de données définitives du recensement d'où sont extraites les totalisations du recensement. En 1991, le dépouillement comportait cinq étapes.

3.2.1 Dépouillement au bureau régional

Cette étape a été réalisée dans six des centres régionaux de Revenu Canada ainsi qu'au bureau central du recensement à Ottawa. Les opérations comportaient une vérification des questionnaires par rapport aux registres des visites pour s'assurer que les chiffres des ménages et des personnes correspondaient dans les deux documents, des contrôles manuels en vue d'assurer que les questionnaires se prétaient à l'introduction par clavier et des opérations de codage pour convertir en codes numériques les réponses en lettres avant l'étape de l'entrée des données. Un échantillon des enregistrements a fait l'objet d'une vérification indépendante visant à contrôler la qualité du codage.

3.2.2 Entrée directe des données

Les données des questionnaires du recensement de la population ont été introduites par clavier puis transmises électroniquement au bureau central de Revenu Canada à Ottawa où elles étaient enregistrées sur des cartouches magnétiques et transportées quotidiennement au bureau de Statistique Canada. Ici encore, on soumettait à une vérification indépendante un échantillon de chaque lot de travail pour évaluer la qualité de l'opération d'introduction par clavier.

3.2.3 Dépouillement au bureau central

Cette étape comportait plusieurs opérations automatisées et manuelles conçues pour repérer et corriger les incohérences dans les chiffres des logements, des ménages et des personnes à l'échelle du SD et à l'échelle du ménage. Les incohérences relevées par le système étaient corrigées manuellement. Cette tâche comprenait également le dépoullement des questionnaires spéciaux remplis par les Canadiens dénombrés à l'extérieur du Canada ou à bord de navires et le dépouillement des documents des quatre études sur la couverture décrites dans le hapiters 5 à 8. L'étape finale consistait à charger les données dans une base de données en vue de l'opération de contrôle et imputation.

3.2.4 Codage automatisé

À cette étape, nouvelle en 1991, les réponses en lettres à certaines questions (p. ex., les questions sur la langue maternelle et sur l'origine ethnique) ont été converties en codes numériques à l'aide d'un système automatisé. Les réponses en lettres ont été introduites par clavier durant l'entrée directe des données, puis les réponses saisies ont été appariées à un fichier de référence automatisé contenant une série de mots ou d'expressions ainsi que les codes numériques correspondants. Les cas de réponses qui ne pouvaient être codées par le système automatisé étaient résolus par le personnel du dépouillement et les conseillers en codage à l'aide d'une méthode assistée par ordinateur. On a ici encore appliqué des procédures de contrôle qualitatif pour vérifier la qualité des opérations.

3.2.5 Contrôle et imputation

À l'étape du contrôle et de l'imputation, les problèmes découlant de données incohérentes ou manquantes ont été repérés et corrigés. Ces erreurs peuvent se glisser lorsque le répondant répond de façon incorrecte ou incomplète à une question ou lors des étapes de dépouillement subséquentes. Lorsque l'opération de contrôle détecte une erreur (par exemple, une personne mariée âgée de cinq ans.) l'imputation permet de la corriger. Les données recueillies auprès de l'ensemble de la population (100 %) ont été contrôlése et imputées en premier lus suivies des données échantillon (20 %). C'est d'ailleurs à cette étape que les données-échantillon (20 %) ont été pondérées afin de correspondre à l'ensemble de la population. Une fois que les données ent été imputées et pondérées, elles ont été chargée dans la base de données d'extraction définitive du recensement qui sert à la production des totalisations.

3.3 Causes des erreurs de couverture et mesures prises en vue d'en réduire le nombre

Dans la plupart des cas, les erreurs de couverture surviennent durant la phase de la collecte. Par exemple, le sous-dénombrement des personnes et des ménages se produit lorsque des logements occupés sont manqués complètement ou qu'ils sont classés à tort comme logements inoccupés. Il y a aussi sous-dénombrement de la population si une personne est oubliée au sein d'un ménage dénombre (c.-à-d. quand certains membres du ménage sont oubliés). Le surdénombrement peut survenir lorsqu'il y a incertitude quant au lieu habituel de résidence d'une personne, par exemple, dans le cas d'un étudiant de niveau universitaire qui est dénombré au domicile de ses parents et aussi à la résidence d'une dudiants.

Des erreurs de couverture peuvent également se glisser au cours du dépouillement lorsque des enregistrements de personnes ou de ménages sont supprimés par erreur, ou égarés, ou créés artificiellement.

Ces sources d'erreurs potentielles ont été identifiées au cours de la planification du recensement de 1991 et certaines mesures de contrôle ont été prises en vue d'en réduire l'importance. Voici ces mesures :

- (a) délimitation et cartographie précise des secteurs de dénombrement (SD) afin de s'assurer qu'aucun lieu n'a été oublié ni inclus deux fois:
- (b) inclusion d'instructions dans le manuel du recenseur sur la façon de faire la prospection de son SD afin de réduire les risques d'oubli de logements;
- (c) création d'un Registre des adresses à partir de sources autres que le recensement qui a servi à vérifier si des logements avaient été oubliés;
- (d) identification préalable des logements collectifs que le personnel sur le terrain devait vérifier pour s'assurer qu'ils ont été dénombrés au recensement s'ils étaient occupés;
- (e) procédures spéciales pour le dénombrement dans les soupes populaires des personnes qui autrement auraient été oubliées;
- (f) procédures spéciales pour le dénombrement de la population dans les réserves indiennes;
- (g) messages publicitaires pour informer les Canadiens sur le recensement, qui indiquaient les mesures à prendre s'ils n'avaient pas reçu de questionnaire;
- (h) inclusion d'instructions sur les personnes à inscrire dans le questionnaire du recensement pour rappeler aux répondants quelles personnes devaient être incluses;
- (i) inclusion de questions dans le questionnaire du recensement visant à déterminer si le répondant avait des doutes quant à l'inscription de certaines personnes; et réalisation d'un suivi dans ces cas pour aider le répondant;
- redressements apportés aux chiffres définitifs du recensement en fonction de deux composantes précises du sous-dénombrement évaluées dans le cadre de la vérification des logements inoccupés (chapitre 5) et de l'étude sur les résidents temporaires (chapitre 6).

Ces mesures, ajoutées aux vérifications appropriées effectuées par les surveillants et aux systèmes de contrôle qualitatif, ont contribué à réduire le nombre d'erreurs de couverture du recensement, mais n'ont pas permis de les éliminer complètement: il importe donc d'évaluer l'ampleur de l'erreur de couverture.

Au recensement de 1991, un type spécial d'erreur de couverture s'est produit dont les utilisateurs doivent être au fait. Dans certaines réserves indiennes et certains établissements indiens, le dénombrement rà sété autorisé ou a dû être interrompu avant d'être mené à terme. Par ailleurs, certaines réserves indiennes et certains établissements indiens ont été dénombrés trop tard pour pouvoir être inclus ou encore, les données recueillies ont été jugées de piètre qualité. Un problème similaire a été constaté au recensement de 1986 et, dans une moindre mesure, au recensement de 1981.

Ces réserves indiennes et établissements indiens (78 au total) sont appelés réserves indiennes et établissements indiens partiellement dénombrés. Les données de 1991 ne sont donc pas disponibles pour ces services et n'ent pas été incluses dans les publications du recensement de 1991. Ce fait est indiqué dans les publications présentant des données sur les régions géographiques englobant au moins une de ces réserves indiennes ou un de ces établissements indiens. La section des annexes des publications du recensement présente une liste de ces réserves tablissements ainsi que les chiffres de population et des logements privés occupés tirés des deux derniers recensements (lorsqu'îls sont disponibles).

IV. Programme de mesure de l'erreur de couverture

4.1 Portée et objectifs du programme

Idéalement, un programme de mesure de l'erreur de couverture devrait permettre de produire des estimations du sous-dénombrement et du surdénombrement pour chacun des cinq univers du recensement. En pratique, toutefois, un tel idéal est impossible à atteindre et il serait trop coûteux de tenter de le faire. Il a donc été décidé de restreindre le programme aux composantes suivantes de l'erreur de converture :

- sous-dénombrement et surdénombrement de la population;
- sous-dénombrement et surdénombrement des ménages privés;
- erreurs de classement relatives aux logements privés inoccupés.

Le Programme de mesure de l'erreur de couverture de 1991 comportait quatre études :

- la vérification des logements inoccupés;
- · l'étude sur les résidents temporaires;
- la contre-vérification des dossiers;
- l'étude sur le surdénombrement

La vérification des logements inoccupés a permis de produire des estimations des erreurs de couverture découlant du classement erroné de logements dans la catégorie des logements inoccupés. L'étude sur les résidents temporaires a permis d'estimer le nombre d'erreurs produites parce que certaines personnes étaient temporairement absentes de leur lieu habituel de résidence le jour du recensement. La contre-vérification des dossiers a été conque en vue d'estimer le sous-dénombrement total (y compris le sous-dénombrement mesuré par le biais de la vérification des logements inoccupés et de l'étude sur les résidents temporaires). L'étude sur le surdénombrement visait à mesurer le surdénombrement total.

Les données obtenues par ces quatre études ont été utilisées comme suit.

- Les estimations obtenues par le biais de la vérification des logements inoccupés et de l'étude sur les résidents temporaires ont été incluses dans les chiffres définitifs du recensement pour tenir compte de ces deux sources précises du sous-dénombrement.
- Les estimations obtenues dans le cadre de la contre-vérification des dossiers et de l'étude sur le surdénombrement ont été incluses dans la population de base pour le Programme d'estimations démographiques de Statistique Canada.
- Les renseignements sur les causes et les caractéristiques des erreurs de couverture qui permettent de repérer les régions ou les sous-groupes de population qui présentent des taux particulièrement élevés d'erreurs de couverture sont utilisés pour la planification du prochain recensement.
- 4. Les renseignements supplémentaires recueillis par les études ont servi à l'évaluation de la qualité de certaines questions du recensement. Ainsi par exemple, l'étude sur le surdénombrement comportait des questions additionnelles sur la langue qui ont permis d'évaluer la qualité des réponses aux questions du recensement portant sur cette variable.
- Enfin, les résultats servent à informer les utilisateurs sur la nature et l'ampleur des erreurs de couverture du recensement afin qu'ils soient mieux renseignés lorsqu'ils tirent des conclusions ou prennent des décisions fondées sur les données du recensement.

4.2 Concepts relatifs à l'erreur de couverture

Les concepts traités ici s'appliquent tout autant à l'univers de la population, qu'à ceux des ménages, des logements et des familles. Nous parlerons donc d'«unités» en général.

Supposons que T représente le nombre total ou «réel» d'unités dans l'univers visé et que R corresponde au chiffre officiel du recensement pour cet univers. Dans ce cas, l'erreur qui résulte de l'utilisation de R au lieu de T est :

$$N = T - R$$

Il s'agit de l'erreur de couverture nette.

Comme nous l'avons mentionné au chapitre 2, les erreurs de couverture sont de deux types : erreur de sous-dénombrement et erreur de surdénombrement. Supposons que O représente le sous-dénombrement total, c'est-à-dire le nombre total d'unités de l'univers visé oubliées lors du recensement et que D correspond au nombre total d'unités dans l'univers qui ont été dénombrées au moins une fois. Dans ce cas.

$$T = O + D$$

et nous pouvons écrire que

$$N = (O + D) - R$$
$$= O - (R - D)$$

$$= O - S$$

où le terme S = R - D correspond au surdénombrement. Cette erreur découle non seulement du dénombrement répété des mêmes unités, mais aussi du dénombrement d'unités qui ne font pas partie de l'univers visé.

Ces erreurs sont souvent exprimées en taux, c'est-à-dire comme proportion du nombre total d'unités dans l'univers visé. Nous définissons donc les taux comme suit :

- a) taux de sous-dénombrement : T_O = O/T;
- b) taux de surdénombrement : T_S = S/T;
- c) le taux d'erreur nette de couverture : T_N = N/T:

de sorte que
$$T_N = (O - S)/T = T_O - T_S$$
.

Un taux de sous-dénombrement net positif signifie que le sous-dénombrement est supérieur au surdénombrement, alors qu'un taux de sous-dénombrement net négatif indique que le sous-dénombrement est inférieur au surdénombrement. Dans la plupart des cas, le sous-dénombrement est plus élevé que le surdénombrement et donc la plupart des taux de sous-dénombrement net sont positifs.

La méthodologie et les résultats de chacune des études de mesure de la couverture sont présentés dans les quatre chapitres suivants.

V. Vérification des logements inoccupés

5.1 Introduction

Le classement erroné de logements constitue l'une des sources possibles d'erreurs dans le recensement. Le classement erroné de logements occupés comme logements inoccupés se solde par un sous-dénombrement et des ménages et des personnes. Par ailleurs, lorsque des logements marginaux et des logements en construction sont dénombrés par erreur comme logements inoccupés, cela engendre un surdénombrement de l'univers des logements. La wérification des logements inoccupés visait à étudier ces deux tyres d'erreur.

Plus précisément, la vérification des logements inoccupés avait pour objectifs d'estimer le nombre de logements occupés qui avaient été classés à tort comme logements inoccupés au cours du recensement ainsi que le nombre de ménages et de personnes oubliés en raison de cette erreur de classement, de redresser les données du recensement pour les ménages et les personnes en vue de corriger cette erreur et enfin, d'estimer le nombre de logements classés comme inoccupés qui le faisaient pas partie de fait de l'univers des logements.

5.2 Méthodologie

5.2.1 Stratification et sélection de l'échantillon

La population visée par la vérification des logements inoccupés comprend l'ensemble des logements inoccupés repérés au recensement du 4 juin 1991, sauf les logements inoccupés dans les SD collectifs, dans les SD dénombrés par interview et dans les réserves indiennes. Ces derniers ont été exclus de la base de sondage en raison principalement de considérations d'ordre économique et opérationnel.

Ensuite, les SD restants ont été répartis entre la base de sondage des SD urbains et la base de sondage des SD ruraux pour la selection de l'échantillon. Pour être inclus dans la base de sondage des SD urbains, un SD devait être situé dans une agglomération de recensement (RMR) qui englobait au moins 40 000 logements occupés. Si plus de 50 % des SD situés dans un district de commissaire au recensement (DCR) au sein d'une ARRMR étaient classés comme SD urbains, alors la totalité des SD dans le DCR étaient classés dans la base de sondage des SD urbains. Tous les SD ne faisant pas partie de la base de sondage des SD urbains. SU chantillon de la vérification des logements inoccupés était alors sélectionné à partir de ces deux bases de sondage. L'échantillon de la vérification de la vérification des logements inoccupés était alors sélectionné à partir de ces deux bases de sondage. L'éfectif de l'échantillon de la vérification des logements inoccupés était alors sélectionné à partir de ces deux bases de sondage. L'éfectif de l'échantillon de la vérification des logements inoccupés et el 191 était de 1 398 SD dans l'ensemble du Canada.

L'échantillon urbain comportait trois composantes distinctes. Dans le cas du Yukon et des Territoires du Nord-Ouest, tous les SD dans la base de sondage ont été sélectionnés pour la vérification des logements inoccupés. Pour l'Îled-up-Prince-Édouard, un échantillon aléatoire simple de 51 SD a été tiré. Pour sélectionner l'échantillon de SD urbains dans toutes les autres provinces, on a stratifié les SD selon la AR/RMR au sein de chaque province, c'est-à-dire que chaque AR/RMR constituait une strate. Ensuite, un échantillon aléatoire simple du nombre requis de SD a été tiré dans chacune des strates. Nous avons ainsi obtenu au total 692 SD urbains dans lock-feantillon.

Comme les coûts de l'intervieweur sur le terrain, notamment les frais de déplacement, peuvent augmenter considérablement en dehors des régions urbaines, on a sélectionné l'échantillonde SD ruraux à l'aide d'une méthode d'échantillonnage à deux degrés. Selon les données de 1986, cinq SD regroupés constituent une tâche d'ampleur raisonnable pour un intervieweur affecté à la vérification des logements inoccupés. Au premier degré, les DCR selon le nombre alloué ont été sélectionnés au hasard pour chacune des provinces. Au deuxième degré, cinq SD ont été tirés au hasard dans chacun des DCR choisis. Cette méthode d'échantillonnage a permis d'obtenir 706 SD dans l'échantillon rural.

L'échantillon de la vérification des logements inoccupés comprenait tous les logements inoccupés inscrits dans le Registre des visites (RV) de chacun des SD échantillonnés. Au total, 21 093 logements ont été sélectionnés pour l'échantillon de la vérification des logements inoccupés. Le tableau 5.1 présente la répartition de l'échantillon selon la province et le territoire.

Tableau 5.1 Effectif de l'échantillon selon la province ou le territoire, vérification des logements inoccupés de 1991

| Province ou territoire | Nombre de SD dans l'échantillon | Nombre de logements inoccupés dans l'échantillon |
|---------------------------|---------------------------------|---|
| Canada | 1,398 | 21,093 |
| Terre-Neuve | 80 | 1,800 |
| Île-du-Prince-Édouard | 51 | 599 |
| Nouvelle-Écosse | 87 | 1,375 |
| Nouveau-Brunswick | 74 | 759 |
| Québec | . 268 | 5,153 |
| Ontario | 224 | 3,261 |
| Manitoba | 81 | 889 |
| Saskatchewan | 144 | 2,447 |
| Alberta | 178 | 1,899 |
| Colombie-Britannique | 163 | 2,269 |
| Yukon | 25 | 105 |
| Territoires du Nord-Ouest | 23 | 537 |

5.2.2 Interviews sur le terrain

Chaque logement dans un SD échantillonné classé comme inoccupé par le recenseur le jour du recensement a été vérifié de nouveau par un intervieweur indépendant formé spécialement à cet effet en vue de déterminer s'il était réellement inoccupé le jour du recensement. Les interviews de la vérification des logements inoccupés devaient être réalisées au cours de la troisième semaine de juillet 1991, mais dans certaines parties du pays, elles se sont poursuivies jusqu'en septembre 1991.

L'intervieweur affecté à la vérification des logements inoccupés devait prendre contact avec les occupants actuels ou avec un voisin, le propriétaire ou une autre personne connaissant le logement en question pour déterminer l'occupation/inoccupation. Pour chaque logement, il pouvait établir jusqu'à trois contacts. S'il constatait que le logement avait été occupé le jour du recensement, il obtenait également les noms et numéros de téléphone des occupants du logement à ce moment.

5.2.3 Dépouillement, codage et contrôle

Une fois les interviews sur le terrain terminées, tous les questionnaires ont été envoyés à Ottawa en vue de leur dépouillement. Au bureau central, ils faisaient d'abord l'objet d'un dépouillement préliminaire. Les questionnaires ne faisant pas partie de l'échantillon étaient éliminés. Lorsque plus d'un questionnaire provenait de la même adresse, on conservait le bon. On procédait ensuite à la vérification et au pré-traitement général des questionnaires avant de les envoyer aux opérations de saisie des données.

Une fois la saisie des données terminée, les questionnaires ont fait l'objet d'un ensemble complet de contrôles de la cohérence. On a examiné individuellement les questionnaires rejetés au contrôle afin de résoudre les incohérences.

Dans le cas de chaque logement dont on déterminait qu'il était occupé le jour du recensement, on vérifiait le Registre des visites (RV) pour déterminer s'il y avait été classé aussi comme occupé. Si le logement était inscrit à la fois comme occupé et comme inoccupé, on présumait que le classement occupé était le bon, c'est-à-dire que le logement et ses occupants avaient été dénombrés le jour du recensement. On retirait les noms des personnes sur le questionnaire de la vérification des logements inoccupés, et le logement était classé dans la catégorie «hors du parc de logements» parce qu'il n'aurait pas dû être inscrit comme logement inoccupé.

Les questionnaires remplis pour chaque SD étaient ensuite vérifiés par rapport aux inscriptions de logements inoccupés dans le RV. Les logements pour lesquels on avait reçu un questionnaire de la vérification des logements

inoccupés, mais qui n'étaient pas inscrit dans le RV, étaient supprimés du champ de l'enquête. Par ailleurs, on considérait comme des cas de non-réponse les logements inscrits dans le RV pour lesquels on n'avait pas reçu de questionnaire de la vérification des logements inoccupés.

5.2.4 Non-réponse, imputation et pondération

La non-réponse totale (c.-à-d. aucun renseignement obtenu sur un logement donné) a été traité par ajustement des poids d'échantillonnage pour plusieurs régions infraprovinciales, notamment les trois plus grandes RMR (Montréal, Toronto et Vancouver) ainsi que les autres parties urbaines et rurales de chaque province et territoire.

Pour régler les cas de non-réponse partielle (c.-à-d. aucun renseignement sur l'occupation/inoccupation, sur le nombre de résidents habituels ou sur le type de logement), on a eu recours à l'imputation. On a imputé en premier lieu l'occupation/inoccupation, dont on s'est servi ensuite comme variable de contrôle pour imputer les autres variables.

Finalement, les poids ont été ajustés de telle sorte que leur somme égale le nombre connu de logements inoccupés repérés lors du recensement pour chacune des régions infrançoyinciales.

La dernière étape du traitement de la vérification des logements inoccupés consistait à redresser les bases de données du recensement par la méthode des «additions aléatoires». Pour ce faire, on a d'abord préparé un profil à l'échelle nationale des logements incorrectement classés pour les régions urbaines et rurales, en se servant du type de logement et du nombre de personnes oubliées par suite de l'erreur de classement. Ces profils nationaux ont ensuite servi au calcul d'estimations du nombre de logements classés incorrectement selon le nombre de personnes dans le logement, le type de logement, et les régions rurales ou urbaines à l'échelle des provinces et des territoires. En se fondant sur ces estimations, on a sélectionné au hasard des logements dénombrés présentant les mêmes caractéristiques (nombre de personnes, type de logement privé) et augmenté d'une unité leur poids dans le recensement. Pour chaque ménage choisi, le poids d'un logement inoccupé dans le même SD a été réduit à zéro de sorte que le nombre total de logements n'augmente pas.

5.3 Résultats

Les principaux résultats sont présentés dans les tableaux 5.2, 5.3, 5.4 et 5.5. Le tableau 5.2 fournit le nombre estimé et la proportion de logements dénombrés comme inoccupés qui de fait étaient occupés, selon qu'ils sont situés dans une région urbaine ou rurale, selon la région, la province et le type de logement. Le tableau 5.3 donne le nombre de ménages et de personnes ajoutés aux chiffres du recensement de 1991 à cause de ces erreurs de classement. Le tableau 5.4 présente le nombre de logements inoccupés hors du parc immobilier selon les mêmes répartitions que dans le tableau 5.2. Le tableau 5.5 présente la réduction des taux de sous-dénombrement des ménages et des personnes par suite des additions aléatoires de la vérification des logements inoccupés ainsi que les taux de surdénombrement des logements.

5.3.1 Logements occupés

Selon le tableau 5.2, on constate qu'un nombre estimé de 10.1 % des logements classés comme inoccupés lors du recensement étaient de fait occupés. Il s'agit entre autres de logements occupés par des résidents étrangers ou temporaires uniquement ainsi que de logements pour lesquels au moins une personne avait été dénombrée ailleurs au Canada. Le classement erroné de logements est plus frèquent dans les régions urbaines (13.2 %) que dans les régions rurales (5,8 %).

Au niveau des provinces, l'Alberta affiche le taux d'erreur de classement le plus élevé (13,9 %). Les taux du Québec, de l'Ontario et de la Colombie-Britannique sont fort semblables: 10,8 %, 10,6 % et 10,8 % respectivement. Les taux des provinces de l'Atlantique, du Manitoba et de la Saskatchewan sont plus faibles.

Pour ce qui est des trois plus grandes RMR, le taux de classement erroné de Toronto (19,4 %) dépasse de beaucoup celui de Montréal (12,2 %) ou celui de Vancouver (14,5 %).

En ce qui concerne les types de logement classés au recensement, le taux d'erreur de classement le plus faible se rapporte aux maisons individuelles non attenantes (7,1 %) et le plus élevé (15,0 %) à la catégorie «Autre» qui comprend les maisons jumelées, les maisons en rangée, les duplex, les appartements dans un immeuble de moins de cinq étages, les habitations mobiles et les autres logements mobiles.

Par suite de ces erreurs de classement, un certain nombre de ménages et de personnes n'on pa s'ét dénombrés au recensement de 1991. Toutefois, au nombre des 71 126 logements classés erronément comme inocupés, certains avaient également été inscrits correctement comme occupés par le recenseur et d'autres étaient occupés par des résidents étrangers ou temporaires qui ne devaient pas être inclus (à raison) dans les chiffres du recensement. On a estimé que le nombre réel de ménages non dénombrés était de 61 961 et ce nombre de ménages a été ajouté aux chiffres du recensement par le biais de l'étude de vérification des logements inoccupés. Le tableau 5.3 montre les nombres réels de ménages et de personnes ajoutés aux chiffres du recensement. Comme on peut le constater à l'examen du tableau 5.5, ces 61 961 ménages représentent 0.60 % de l'ensemble des ménages. De même, les 126 818 personnes ajoutés aux chiffres du recensement correspondent à 0.45 % de la population totale.

5.3.2 Logements hors du parc immobilier

Le dénombrement de logements inoccupés ne faisant pas partie de l'univers des logements entraîne le surdénombrement des logements. Les logements utilisés à des fins commerciales ou qui ne sont pas habitables durant toute l'année ou qui sont comptés deux fois (c.-à-d. qui sont inscrits à la fois comme occupés et comme inoccupés dans le RV) sont considérés comme ne faisant pas partie de l'univers des logements.

Pour être considéré comme propre à l'habitation durant toute l'année, un logement doit offrir un abri contre les intempéries, avoir accès à une source d'eau potable et être doté d'une source de chauffage. Il est parfois difficile de déterminer si un logement est habitable, par exemple, dans le cas de chalets, de logements en construction presque terminés ou de logements fort détériorés. La question est donc très subjective et divers recenseurs peuvent classer différemment un même logement. Pour cette raison, les estimations des logements inoccupés dont on a déterminé au cours de la vérification des logements inoccupés qu'ils ne faisaient pas partie du parc de logements, présentées dans le tableau 5.4, n'ont pas été utilisées pour rajuster à la baisse les chiffres du recensement en fonction du surdénombrement.

Dans l'ensemble, les logements ne faisant pas partie du parc immobilier représentent 19.2 % de tous les logements classés comme inoccupés lors du recensement. Le problème est plus marqué dans les régions rurales (24.6 %) que dans les régions urbaines (15.3 %). À l'échelle des provinces, les taux de logements inoccupés qui de fait ne faisaient pas partie du parc de logements variaient de 9.6 % au Manitoba à 38.4 % à Terre-Neuve. Si on considère le type de logement, on constate que les erreurs de classement sont plus nombreuses dans le cas des mais individuelles non attenantes (25.2 %) que pour tout autre type de logement. Les maisons individuelles non attenantes représentent 17 % de tous les logements hors du parc immobilier.

Comme on peut le constater dans le tableau 5.5, on estime que le surdénombrement des logements découlant de l'inclusion de logements ne faisant pas partie du parc de logements représente 1,35 % de l'ensemble des logements. Au niveau des provinces. il varie de 0,54 % au Manitoba à 4,74 % à Terre-Neuve.

Tableau 5.2 Estimation du nombre de logements occupés classés par erreur comme inoccupés, vérification des logements inoccupés de 1991

| Caractéristiques | Nombre de | Logements occupés | | | |
|--|--|-------------------|-------------|-------------|--------------------|
| | logements classés _ initialement comme inoccupés | Total estimé | Erreur-type | Taux (%) | Erreur-type (%) |
| Canada | 702,220 | 71,126 | 5,553 | 10.1 | 0.8 |
| Urbain | 411,577 | 54,290 | 5,285 | 13.2 | 1.3 |
| Rural | 290,643 | 16,836 | 1,701 | 5.8 | 0.6 |
| Atlantique | 58,827 | 3,135 | 342 | 5.3 | 0.6 |
| Terre-Neuve | 20,716 | 435 | 107 | 2.1 | 0.5 |
| Île-du-Prince-Édouard | 4,008 | 281 | 66 | 7.0 | 1.7 |
| Nouvelle-Écosse | 21,522 | 1,271 | 225 | 5.9 | 1.1 |
| Nouveau-Brunswick | 12,581 | 1,147 | 225 | 9.1 | 1.8 |
| Québec | 231,225 | 24,894 | 2,307 | 10.8 | 1.0 |
| Ontario | 223,458 | 23,599 | 4,806 | 10.6 | 2.2 |
| Prairies | 118,300 | 11,943 | 968 | 10.1 | 0.8 |
| Manitoba | 22,675 | 1,494 | 313 | 6.6 | 1.4 |
| Saskatchewan | 47,813 | 3,795 | 570 | 7.9 | 1.2 |
| Alberta | 47,812 | 6,655 | 717 | 13.9 | 1.5 |
| Colombie-Britannique | 69,657 | 7,493 | 1,170 | 10.8 | 1.7 |
| Territoires | 753 | 62 | 12 | 8.2 | 1.6 |
| Yukon | 140 | 8 | 5 | 5.7 | 3.6 |
| Territoires du Nord-Ouest | 613 | 54 | 12 | 8.8 | 2.0 |
| Certaines RMR | | | | | |
| Montréal | 77,430 | 9,473 | 1,445 | 12.2 | 1.9 |
| Toronto | 53,332 | 10,361 | 3,106 | 19.4 | 5.8 |
| Vancouver | 26,905 | 3,888 | 742 | 14.5 | 2.8 |
| Type de logement privé | | | | | |
| Maison individuelle non attenante | 380,942 | 27,114 | 2,176 | 7.1 | 0.6 |
| Appartement dans un immeuble de cinq étages ou plus | 85,319 | 8,677 | 1,812 | 10.2 | 2.1 |
| Autre | 235,959 | 35,336 | 3,331 | 15.0 | 1.4 |

Tableau 5.3 Nombre de ménages et de personnes ajoutés par suite de la vérification des logements inoccupés de 1991

| Caractéristiques | Nombre de logements classés | Ménages ajoutés | | Personnes ajoutées | |
|--|------------------------------------|-----------------|-------------|--------------------|-------------|
| | initialement comme inoccupés | Total | Erreur-type | Total | Erreur-type |
| Canada | 702,220 | 61,961 | 5,170 | 126,818 | 9,958 |
| Urbain | 411,577 | 48,184 | 4,984 | 99,144 | 9,496 |
| Rural | 290,643 | 13,777 | 1,415 | 27,674 | 3,067 |
| Atlantique | 58,827 | 2,603 | 318 | 5,135 | 663 |
| Terre-Neuve | 20,716 | 318 | 114 | 777 | 287 |
| Île-du-Prince-Édouard | 4,008 | 233 | 58 | 418 | 103 |
| Nouvelle-Écosse | 21,522 | 999 | 196 | 1,777 | 394 |
| Nouveau-Brunswick | 12,581 | 1,053 | 216 | 2,163 | 438 |
| Québec | 231,225 | 20,767 | 1,981 | 40,008 | 3,644 |
| Ontario | 223,458 | 22,049 | 4,562 | 48,027 | 8,898 |
| Prairies | 118,300 | 10,129 | 819 | 20,126 | 1,507 |
| Manitoba | 22,675 | 1,355 | 288 | 2,332 | 501 |
| Saskatchewan | 47,813 | 2,926 | 428 | 6,165 | 838 |
| Alberta | 47,812 | 5,848 | 636 | 11,629 | 1,147 |
| Colombie-Britannique | 69,657 | 6,357 | 1,103 | 13,399 | 1,996 |
| Territoires | 753 | 56 | 12 | 123 | 25 |
| Yukon | 140 | 7 | 4 | 8 | 6 |
| Territoires du Nord-Ouest | 613 | 49 | 11 | 115 | 25 |
| Certaines RMR | | | | | |
| Montréal | 77,430 | 7,987 | 1,326 | 15,826 | 2,651 |
| Toronto | 53,332 | 10,277 | 3,088 | 24,122 | 6,424 |
| Vancouver | 26,905 | 3,291 | 692 | 7,285 | 1,507 |
| Type de logement privé | | | | | |
| Maison individuelle non attenante | 380,942 | 22,406 | 1,948 | 52,615 | 4,752 |
| Appartement dans un immeuble de cinq étages ou plus | 85,319 | 7,674 | 1,706 | 12,002 | 2,581 |
| Autre | 235,959 | 31,881 | 3,168 | 62,201 | 6,283 |

Tableau 5.4 Estimation du nombre de logements inoccupés hors du parc de logements, vérification des logements inoccupés de 1991

| Caractéristiques | Nombre de | Hors du parc de logements | | | |
|--|--|---------------------------|-------------|-------------|--------------------|
| | logements classés initialement comme inoccupés | Total estimé | Erreur-type | Taux (%) | Erreur-type (%) |
| Canada | 702,220 | 134,668 | 7,595 | 19.2 | 1.1 |
| Urbain | 411,577 | 63,093 | 5,506 | 15.3 | 1.3 |
| Rural | 290,643 | 71,574 | 5,308 | 24.6 | 1.8 |
| Atlantique | 58,827 | 17,435 | 2,552 | 29.6 | 4.3 |
| Terre-Neuve | 20,716 | 7,945 | 2,127 | 38.4 | 10.3 |
| Île-du-Prince-Édouard | 4,008 | 1,037 | 236 | 25.9 | 5.9 |
| Nouvelle-Écosse | 21,522 | 5,992 | 1,306 | 27.8 | 6.1 |
| Nouveau-Brunswick | 12,581 | 2,460 | 478 | 19.6 | 3.8 |
| Québec | 231,225 | 48,313 | 5,357 | 20.9 | 2.3 |
| Ontario | 223,458 | 37,113 | 3,761 | 16.6 | 1.7 |
| Prairies | 118,300 | 19,331 | 2,281 | 16.3 | 1.9 |
| Manitoba | 22,675 | 2,179 | 476 | 9.6 | 2.1 |
| Saskatchewan | 47,813 | 11,067 | 2,112 | 23.2 | 4.4 |
| Alberta | 47,812 | 6,084 | 717 | 12.7 | 1.5 |
| Colombie-Britannique | 69,657 | 12,363 | 1,768 | 17.8 | 2.5 |
| Territoires | 753 | 113 | 26 | 15.0 | 3.5 |
| Yukon | 140 | 23 | 10 | 16.4 | 7.1 |
| Territoires du Nord-Ouesf | 613 | 90 | 24 | 14.7 | 3.9 |
| Certaines RMR | | | | | |
| Montréal | 77,430 | 16,519 | 3,982 | 21.3 | 5.1 |
| Toronto | 53,332 | 6,964 | 2,102 | 13.1 | 3.9 |
| Vancouver | 26,905 | 3,947 | 783 | 14.7 | 2.9 |
| Type de logement privé | | | | | |
| Maison individuelle non attenante | 380,942 | 95,857 | 6,808 | 25.2 | 1.8 |
| Appartement dans un immeuble de cinq étages ou plus | 85,319 | 9,677 | 3,764 | 11.3 | 4.4 |
| Autre | 235,959 | 29,133 | 2,883 | 12.4 | 1.2 |

Tableau 5.5 Réduction des taux de sous-dénombrement des ménages et des personnes, et des taux de surdénombrement des logements, vérification des logements inoccupés de 1991

| Caractéristiques | Réduction du sous-dénombrement | | | | Surdénombrement | |
|---------------------------|--------------------------------|--------------------|------------------------|--------------------|------------------------|--------------------|
| | Ménages ¹ | | Personnes ² | | Logements ³ | |
| | Taux (%) | Erreur-type (%) | Taux (%) | Erreur-type (%) | Rate (%) | Erreur-type (%) |
| Canada | 0.60 | 0.05 | 0.45 | 0.04 | 1.35 | 0.08 |
| Terre-Neuve | 0.18 | 0.06 | 0.13 | 0.05 | 4.74 | 1.27 |
| Île-du-Prince-Édouard | 0.52 | 0.13 | 0.32 | 0.08 | 2.37 | 0.54 |
| Nouvelle-Écosse | 0.30 | 0.06 | 0.19 | 0.04 | 1.87 | 0.41 |
| Nouveau-Brunswick | 0.41 | 0.08 | 0.29 | 0.06 | 0.97 | 0.19 |
| Québec | 0.77 | 0.07 | 0.57 | 0.05 | 1.86 | 0.21 |
| Ontario | 0.59 | 0.12 | 0.46 | 0.09 | 1.02 | 0.10 |
| Manitoba | 0.33 | 0.07 | 0.21 | 0.05 | 0.54 | 0.12 |
| Saskatchewan | 0.80 | 0.12 | 0.61 | 0.08 | 3.12 | 0.60 |
| Alberta | 0.64 | 0.07 | 0.45 | 0.04 | 0.67 | 0.08 |
| Colombie-Britannique | 0.50 | 0.09 | 0.40 | 0.06 | 1.00 | 0.14 |
| Yukon | 0.07 | 0.04 | 0.03 | 0.02 | 0.23 | 0.10 |
| Territoires du Nord-Ouest | 0.29 | 0.06 | 0.19 | 0.04 | 0.55 | 0.15 |
| Certaines RMR | | | | | | |
| Montréal | 0.64 | 0.11 | 0.49 | 0.08 | 1.35 | 0.32 |
| Toronto | 0.73 | 0.22 | 0.59 | 0.16 | 0.51 | 0.15 |
| Vancouver | 0.53 | 0.11 | 0.44 | 0.09 | 0.65 | 0.13 |

S'obtient en calculant le rapport du nombre de ménages ajoutés par suite de la vérification des logements inoccupés au nombre total de ménages qui auraient dû être dénombres, c'est-à-dire le nombre de ménages dénombrés plus le sous-dénombrement et pel partir de la contre-vérification des dossiers de 1991 et de l'étude sur le surdénombrement de 1991.

^{2.} S'oblient en calculant le rapport du nombre de personnes ajoutées par suite de la vérification des logements inoccupés au nombre total de personnes qui auraient dû être dénombrées, c'est-à-dire le nombre de personnes dénombrées plus le sous-dénombrement net de personnes calculé à partir de la contre-vérification des dossiers de 1991 et de l'étude sur le surdénombrement de 1991.

^{3.} S'obtient en calculant le rapport du nombre de constructions non comprises dans le parc de logements et classées incorrectement comme logements inoccupé au nombre total de logements dans le parc de logements, dest-à-dire le nombre total de logements dénombrés moins le nombre de logements denombrés ne faisant pas partie du parc de logements.

VI. Étude sur les résidents temporaires

6.1 Introduction

Conformément à la méthode de recensement de jure, chaque personne doit être dénombrée à son lieu habituel de résidence. Une des causes connues du sous-dénombrement est l'omission des personnes absentes de leur lieu habituel de résidence le jour du recensement. Le but de l'étude sur les résidents temporaires était d'estimer le sous-dénombrement de la population résultant de cette erreur. Grâce aux estimations produites, on a ajouté le nombre requis de personnes à la base de données finale de sorte que les chiffres définitifs de population tiennent compte de cette source de sous-dénombrement.

6.2 Méthodologie

6.2.1 Stratification et sélection de l'échantillon

La population visée par cette étude est l'ensemble de toutes les personnes de l'univers de la population qui étaient temporairement absentes de leur lieu habituel de résidence le jour du recensement. On les appelle résidents temporaires (RT). Les RT ont été dénombrés à l'endroit où ils étaient le jour du recensement sur une formule spéciale dans laquelle on leur demandait de donner l'adresse de leur lieu habituel de résidence et quelques caractéristiques de base. En 1991, il y a cu 576 000 personnes qui ont été déclarées temporairement absentes de leur lieu habituel de résidence et jour du recensement. Les formules spéciales ont été envoyées des sites de dépouillement des bureaux régionaux au bureau central à Ottawa pour leur dépouillement.

Trois formules ont été utilisées pour le dénombrement des RT: la formule 1A pour les logements de type institutionnel comme les hôpitaux et les prisons; la formule 3 pour les autres logements collectifs ainsi que pour les logements privés; et la formule 3B pour les soupes populaires. Chacune de ces formules a permis de recueillir l'adresse du lieu habituel de résidence des RT ainsi que certaines caractéristiques de base (date de naissance, sexe, état matrimonial). Pour la formule 1A, on a obtenu ces renseignements à l'aide du registre de l'institution; dans le cas des formules 3 et 3B. ils étaient fournis par le répondant.

On a stratifié ces formules selon la province ou le territoire du lieu habituel de résidence (sauf dans le cas des formules 1A, où on a utilisé la province de l'institution) et le type de formule (1A, 3 ou 3B). De plus, les formules 3 étaient stratifiées en trois catégories, selon le type de logement d'où elles provenaient: logement privé, gite, autre logement collectif. On a ainsi obtenu 60 strates dans chacune desquelles on a choisi un céhantillon systématique de formules. Les formules dont on ria pas pu déterminer la strate (formules inclassables) ont cité mises à part et ordonnées par province ou territoire du lieu temporaire de résidence. Elles n'ont pas fait partie de l'échantillon, car on innorait tout de l'adresse du lieu habituel de résidence de ces RT.

Le tableau 6.1 décrit la répartition de l'échantillon selon les provinces et les territoires.

Tableau 6.1 Répartition de l'échantillon par province et territoire, étude sur les résidents temporaires de 1991

| Province ou territoire du lieu habituel de résidence | Nombre de résidents temporaires | Nombre de résidents temporaires échantillonnés |
|---|---------------------------------|---|
| Terre-Neuve | 7,745 | 481 |
| Île-du-Prince-Édouard | 1,373 | 242 |
| Nouvelle-Écosse | 10,749 | 491 |
| Nouveau-Brunswick | 6,815 | 482 |
| Québec | 92,621 | 1,945 |
| Ontario | 148,311 | 3,109 |
| Manitoba | 24,072 | 786 |
| Saskatchewan | 31,398 | 911 |
| Alberta | 65,388 | 1,482 |
| Colombie-Britannique | 73,845 | 1,546 |
| Yukon | 1,454 | 123 |
| Territoires du Nord-Ouest | 2,779 | 200 |
| Inclassables | 109,777 | |
| Canada | 576,327 | 11,798 |

6.2.2 Processing

Pour chaque RT échantillonné, on a entrepris une recherche dans les documents du recensement pour tenter de retracer le ménage dénombré à l'adresse du lieu habituel de résidence. On a alors vérifié si la personne inscrite sur la formule 1A, 3 ou 3B était dénombrée à son lieu habituel de résidence. Une décision a été prise quant au dénombrement du RT en question. Les différentes décisions sont expliquées ci-dessous :

| a) | dénombré : | $lors que la personne inscrite sur la formule 1A, 3 ou 3B {\'e}tait d{\'e}nombr{\'e}e {\`a} son lieu habituel$ |
|----|------------|--|
| | | de résidence; |

- b) logement imputé : lorsqu'on avait imputé des personnes au logement retracé pour cause de non-réponse;
- c) résident habituel : lorsque la personne inscrite sur la formule 1A, 3 ou 3B avait aussi été dénombrée comme un résident habituel à l'endroit où elle avait rempli la formule spéciale;
- d) logement inoccupé : lorsque le logement retracé était inscrit comme logement inoccupé;
- e) non dénombré : lorsque la personne inscrite sur la formule 1A, 3 ou 3B n'était pas dénombrée à son lieu habituel de résidence;
- f) logement manqué : lorsque le logement n'avait pas été dénombré;
- g) SD ayant refusé : lorsque le logement retracé se trouvait dans un secteur de dénombrement (SD) qui avait refusé de participer au recensement;
- h) commerce : lorsque le logement retracé n'était pas le lieu habituel de résidence du RT, mais plutôt un commerce :
- i) cas indécis : lorsqu'on ne pouvait pas déterminer le SD du lieu habituel de résidence, ou lorsqu'il y avait un doute suffisant quant à l'identification du logement retracé ou de la personne recherchée

Un RT était considéré comme dénombré au recensement si la décision prise était «dénombré» a), «logement imputé» b), «résident habituel» c) ou «logement inoccupé» d). Le cas «logement inoccupé» n'était pas considéré comme

manqué, car de telles personnes avaient été identifiées à la vérification des logements inoccupés et ajoutées au compte officiel du recensement. Les RT habitant un elogement imputée n'étaient pas considérés comme manqués, car on supposait que la procédure d'imputation ajoutait en movenne le bon nombre de personnes.

Un RT était considéré comme non dénombré au recensement si la décision était «non dénombré» e), «logement manqué» f) ou «SD ayant refusé» g). En ce qui a trait à «commerce» h) et «cas indécis» i), on ne pouvait pas savoir si le RT était dénombré au recensement; on les a donc considérés comme de la non-réponse. Le tableau 6.2 donne la répartition des différentes décisions prises.

Tableau 6.2 Décisions prises au dépouillement, étude sur les résidents temporaires de 1991

| Décision prise | | Nombre (non pondéré) | Pourcentage | |
|----------------|-------------------|----------------------|-------------|--|
| a) | dénombré | 7,394 | 62.7 | |
| b) | logement imputé | 170 | 1.4 | |
| c) | résident habituel | 148 | 1.3 | |
| d) | logement inoccupé | 234 | 2.0 | |
| e) | non dénombré | 1,397 | 11.8 | |
| f) | logement manqué | 114 | 1.0 | |
| g) | SD ayant refusé | 5 | 0.0 | |
| h) | commerce | 118 | 1.0 | |
| i) | cas indécis | 2,218 | 18.8 | |
| Tot | al | 11,798 | 100.0 | |

6.2.3 Estimation et ajustement des données du recensement

Pour les besoins de l'estimation, on a divisé les RT en 24 régions d'ajustement selon leur lieu habituel de résidence, et en 22 groupes démographiques selon leur age, leur sexe et leur état matrimonial. Les domaines d'estimation sont les combinaisons : région d'ajustement x groupe démographique; il y en a donc 528. Par exemple, les hommes célibataires âgés de 15 à 24 ans ayant leur lieu habituel de résidence dans la région métropolitaine de recensement (RMR) de Montréal forment un domaine. C'est avec les estimations produites à ce niveau que l'on devait ajuster la base de données du recensement.

On a délimité les régions d'ajustement en séparant la plupart des provinces en régions urbaines et rurales. De plus, les RMR de Montréal, de Toronto et de Vancouver sont des régions d'ajustement distinctes. Le 24 régions d'ajustement sont énumérés ci-dessous :

> Toronto Terre-Neuve rural Terre-Neuve urbain Manitoba rural Île-du-Prince-Édouard Manitoha urhain Nouvelle-Écosse rural Saskatchewan rural Nouvelle-Écosse urbain Saskatchewan urbain Nouveau-Brunswick rural Alberta rural Nouveau-Brunswick urbain Alberta urbain Québec rural Colombie-Britannique rural Ouébec urbain (sauf Montréal) Colombie-Britannique urbain (sauf Vancouver) Montréal Vancouver Vukon Ontario rural Ontario urbain (sauf Toronto) Territoires du Nord-Ouest

Les 22 groupes démographiques sont :

| 0-14 ans, n | nasculin |
|--------------|-----------------------|
| 0-14 ans, fe | éminin |
| 15-24 ans, | masculin, célibataire |
| | masculin, déjà marié |
| | féminin, célibataire |
| | féminin, déjà mariée |
| | masculin, célibataire |
| | masculin, déjà marié |
| | féminin, célibataire |
| 25-34 ans, | féminin, déjà mariée |
| 35-44 ans, | masculin, célibataire |
| 35-44 ans, | masculin, déjà marié |

35-44 ans, féminin, célibataire 35-44 ans, féminin, déjà mariée 45-64 ans, masculin, célibataire 45-64 ans, féminin, célibataire 45-64 ans, féminin, déjà mariée 65 ans et plus, masculin, célibataire 65 ans et plus, masculin, déjà mariée

65 ans et plus, féminin, célibataire 65 ans et plus, féminin, déià mariée

Le traitement de la non-réponse s'est effectué en trois étapes, une pour chaque type de non-réponse :

- a) les formules inclassables:
- b) les cas indécis;
- c) les RT non dénombrés dont on ignorait le groupe démographique.

Dans le cas des formules inclassables, la province du lieu temporaire de résidence de ces formules était connue. À partir de l'échantillon, il était possible d'estimer la répartition des provinces du lieu habituel de résidence pour chaque province du lieu temporaire de résidence. Enutilisant cette information, il a donc été possible de distribuer les formules inclassables aux provinces du lieu habituel de résidence. On a ensuite ajusté les poids d'échantillonnage pour qu'ils tiennent compte de la distribution des formules inclassables selon la province du lieu habituel de résidence.

On a résolu les cas indécis en redistribuant leurs poids parmi les cas résolus. La correction des poids s'est faite au niveu des régions d'ajustement, c'est-à-dire qu'à l'intérieur de chaque région d'ajustement, on a multiplié le poids de tous les RT résolus par un facteur de correction commun.

Il a ensuite fallu imputer aux RT non dénombrés les caractéristiques nécessaires pour déterminer leur groupe démographique (groupe d'âge, sexe et état matrimonial) dans les cas où ces variables étaient inconnues. En raison du faible taux de non-réponse pour la variable sexe, on a imputé cette variable indépendamment des deux autres. Dans la plupart des cas, il suffisait d'utiliser le prénom de la personne pour déterminer le sexe du RT. On a ensuite imputé les deux autres variables selon une méthode d'imputation par donneur.

Une fois la pondération et l'imputation effectuées, on a estimé le nombre de RT non dénombrés pour chaque domaine d'estimation (région d'ajustement x groupe démographique). Pour ajuster les données du recensement pour qu'elles tiennent compte des RT non dénombrés, on a utilisé une procédure d'additions aléatoires semblable à celle utilisée à la vérification des logements inoccupés. Pour chaque personne devant être ajoutée à un domaine, on a choisi de façon aléatoire une personne dénombrée appartenant au même domaine et on a augmenté le poids de cette personne de un dans la base de données du recensement.

6.3 Résultats

Les principaux résultats de l'étude sont présentés aux tableaux 6.3 à 6.7. Le tableau 6.3 donne les estimations des RT non dénombrés, ainsi que les teux de RT non dénombrés, pour les provinces ou les territoires. Le tableau 6.4 montre les mêmes estimations pour les trois plus grandes RMR. Au total, 16.1 % des RT n'ont pas été dénombrés au Canada lors du recensement de 1991. La province ayant le plus haut taux de sous-dénombrement des RT est l'Ontario (17.5 %), alors que les RT habitant l'Île-du-Prince-Édouard étaient les moins susceptibles d'être manqués (10.8 %). Ailleurs au pays, les taux de RT non dénombrés variaient de 13.9 % à 17.5 %. Dans les RMR de Montréal, de Toronto et de Vancouver, les taux de sous-dénombrement des RT étaient de 14.2 %, 18,1 %, et 20,0 % respectivement.

On retrouve au tableau 6.5 les estimations selon l'âge, le sexe et l'état matrimonial. On remarque qu'il y a davantage d'hommes non dénombrés que de femmes dans presque toutes les catégories âge et état matrimonial. De plus, les personnes célibataires âgées de 15 à 24 ans représentent près du tiers (3,2,8%) de tous les RT non dénombrés.

Le tableau 6.6 donne la réduction des taux de sous-dénombrement de la population provenant des additions aléatoires des résidents temporaires pour les provinces et les territoires. Les 92 584 RT non dénombrés représentent 0,33 % de la population canadienne. Au niveau des provinces, la réduction du sous-dénombrement varie de 0,25 % a 0.48 %

Enfin, le tableau 6.7 donne la réduction des taux de sous-dénombrement de la population provenant des additions aléatoires des résidents temporaires pour les groupes démographiques. Dans toutes les catégories d'âge, ce sont les hommes célibataires qui sont le plus touchés par le sous-dénombrement des RT. Le taux de sous-dénombrement est le moins devé chez les enfants âgés de moins de 15 ans.

Tableau 6.3 Estimations des résidents temporaires non dénombrés pour les provinces et les territoires, étude sur les résidents temporaires de 1991

| Province ou territoire du lieu habituel | | Résidents temporaires non dénombrés | | | |
|---|---------------------------------------|-------------------------------------|----------------|-------------|--------------------|
| de résidence | Nombre total de RT ¹ | Total estimé | Écart- type | Taux (%) | Écart- type (%) |
| Canada | 576,327 | 92,584 | 2,307 | 16.1 | 0.4 |
| Terre-Neuve | 16,268 | 2,621 | 344 | 16.1 | 2.1 |
| Île-du-Prince-Édouard | 2,981 | 323 | 64 | 10.8 | 2.2 |
| Nouvelle-Écosse | 21,766 | 3,683 | 517 | 16.9 | 2.4 |
| Nouveau-Brunswick | 15,615 | 2,459 | 344 | 15.7 | 2.2 |
| Québec | 110,493 | 16,462 | 985 | 14.9 | 0.9 |
| Ontario | 176,977 | 30,920 | 1,379 | 17.5 | 0.8 |
| Manitoba | 27,521 | 4,098 | 412 | 14.9 | 1.5 |
| Saskatchewan | 34,602 | 4,808 | 452 | 13.9 | 1.3 |
| Alberta | 77,364 | 11,092 | 829 | 14.3 | 1.1 |
| Colombie-Britannique | 87,896 | 15,330 | 943 | 17.4 | 1.1 |
| Yukon | 1,676 | 345 | 89 | 20.6 | 5.3 |
| Territoires du Nord-Ouest | 3,168 | 443 | 96 | 14.0 | 3.0 |

La distribution des RT selon la province du lieu habituel de résidence est estimée à partir des poids d'échantillonnage ajustés pour tenir compte des formules inclassables dont on ignorait la province du lieu habituel de résidence.

Tableau 6.4 Estimations des résidents temporaires non dénombrés pour les régions métropolitaines de recensement de Montréal, de Toronto et de Vancouver, étude sur les résidents temporaires de 1991

| Région métropolitaine de recensement | Résidents temporaires non dénombrés | | | | |
|--------------------------------------|---|-----------------|----------------|-----------|--------------------|
| | Nombre ——— total de RT ¹ | Total estimé | Écart- type | Taux % | Écart- type (%) |
| Montréal | 43,186 | 6,145 | 614 | 14.2 | 1.4 |
| Toronto | 54,114 | 9,780 | 808 | 18.1 | 1.5 |
| Vancouver | 29,671 | 5,942 | 613 | 20.0 | 2.1 |

La distribution des RT selon la RMR du lieu habituel de résidence est estimée à partir de l'échantillon.

Tableau 6.5 Estimations des résidents temporaires non dénombrés pour les groupes démographiques, étude sur les résidents temporaires de 1991

| Âge | Sexe | État matrimonial | Nombre de RT non dénombrés | Écart-type |
|-------|----------|--------------------|-------------------------------|------------|
| 0-14 | Masculin | Pas de restriction | 2,565 | 410 |
| 0-14 | Féminin | | 1,844 | 356 |
| | Masculin | Célibataire | 18,551 | 1,118 |
| | Masculin | Déjà marié | 346 | 132 |
| 15-24 | Féminin | Célibataire | 11,298 | 864 |
| | Féminin | Déjà mariée | 539 | 181 |
| | Masculin | Célibataire | 10,052 | 830 |
| | Masculin | Déjà marié | 6,243 | 657 |
| 25-34 | Féminin | Célibataire | 3,483 | 503 |
| | Féminin | Déjà mariée | 3,018 | 466 |
| | Masculin | Célibataire | 2,638 | 422 |
| | Masculin | Déjà marié | 4,937 | 578 |
| 35-44 | Féminin | Célibataire | 927 | 256 |
| | Féminin | Déjà mariée | 1,791 | 348 |
| | Masculin | Célibataire | 2,053 | 375 |
| | Masculin | Déjà marié | 5,554 | 597 |
| 45-64 | Féminin | Célibataire | 486 | 161 |
| | Féminin | Déjà mariée | 3,895 | 519 |
| | Masculin | Célibataire | 703 | 216 |
| | Masculin | Déjà marié | 4,602 | 546 |
| 65+ | Féminin | Célibataire | 397 | 155 |
| | Féminin | Déjà mariée | 6,662 | 681 |
| | | Total | 92,584 | 2,307 |

Tableau 6.6 Réduction des taux de sous-dénombrement de la population provenant des additions aléatoires de résidents temporaires pour les provinces et les territoires, étude sur les résidents temporaires de 1991

| Province/territoire | Taux1 (%) | Écart-type (%) |
|---------------------------|-----------|----------------|
| Canada | 0.33 | 0.01 |
| Terre-Neuve | 0.45 | 0.06 |
| Île-du-Prince-Édouard | 0.25 | 0.05 |
| Nouvelle-Écosse | 0.40 | 0.06 |
| Nouveau-Brunswick | 0.33 | 0.05 |
| Québec | 0.23 | 0.01 |
| Ontario | 0.30 | 0.01 |
| Manitoba | 0.37 | 0.04 |
| Saskatchewan | 0.48 | 0.04 |
| Alberta | 0.43 | 0.03 |
| Colombie-Britannique | 0.45 | 0.03 |
| Yukon | 1.19 | 0.31 |
| Territoires du Nord-Ouest | 0.73 | 0.16 |

¹ Le taux de sous-dénombrement est obtenu en divisant les estimations du nombre de RT non dénombrés par le nombre de personnes qui auraient dû être dénombrées, c'est-à-dire le compte du recensement auquel on ajoute les estimations du sous-dénombrement net obtenues par la contre-verification des dossiers el l'étude sur le surdénombrement de 1991.

Tableau 6.7 Réduction des taux de sous-dénombrement de la population provenant des additions aléatoires de résidents temporaires pour les groupes démographiques, étude sur les résidents temporaires de 1991

| Âge | Sexe | État matrimonial | Taux ¹ (%) | Écart-type (%) |
|-------|----------|--------------------|-----------------------|----------------|
| 0-14 | Masculin | Pas de restriction | 0.09 | 0.01 |
| 0-14 | Féminin | | 0.06 | 0.01 |
| | Masculin | Célibataire | 0.95 | 0.06 |
| 15-24 | Masculin | Déjà marié | 0.35 | 0.13 |
| 13-24 | Féminin | Célibataire | 0.64 | 0.05 |
| | Féminin | Déjà mariée | 0.23 | 0.08 |
| | Masculin | Célibataire | 0.82 | 0.07 |
| 25-34 | Masculin | Déjà marié | 0.46 | 0.05 |
| 25-34 | Féminin | Célibataire | 0.41 | 0.06 |
| | Féminin | Déjà mariée | 0.18 | 0.03 |
| | Masculin | Célibataire | 0.71 | 0.11 |
| | Masculin | Déjà marié | 0.26 | 0.03 |
| 35-44 | Féminin | Célibataire | 0.34 | 0.09 |
| | Féminin | Déjà mariée | 0.09 | 0.02 |
| | Masculin | Célibataire | 0.94 | 0.17 |
| | Masculin | Déjà marié | 0.22 | 0.02 |
| 45-64 | Féminin | Célibataire | 0.28 | 0.09 |
| | Féminin | Déjà mariée | 0.15 | 0.02 |
| | Masculin | Célibataire | 0.72 | 0.22 |
| | Masculin | Déjà marié | 0.37 | 0.04 |
| 65+ | Féminin | Célibataire | 0.27 | 0.11 |
| | Féminin | Déjà mariée | 0.39 | 0.04 |
| | | Total | 0.33 | 0.01 |

¹ Le taux de sous-denombrement est obtenu en divisant les estimations du nombre de RT non dénombrés par le nombre de personnes qui auraient dû être dénombrées, c'est-à-dire le compte du recensement auquel on ajoute les estimations du sous-dénombrement net obtenues par la contre-vérification des dossiers et l'étude sur le surréénombrement de 1991.

VII. Contre-vérification des dossiers

7.1 Introduction

Depuis 1966, la contre-vérification des dossiers (CVD) a permis d'évaluer le sous-dénombrement au recensement, c'est-à-dire d'estimer le nombre de personnes et de ménages qui n'ont pas été dénombrés lors du recensement. Pour une première fois en 1991, les résultats de la CVD sont combinés à ceux de l'étude sur le surdénombrement pour calculer le sous-dénombrement net.

Les principaux objectifs de la CVD de 1991 étaient :

- a) d'étudier les effets du sous-dénombrement de la population lors du recensement de 1991 et de procéder à l'estimation du sous-dénombrement dans les provinces et les territoires ainsi que pour certains sous-groupes importants de la population;
- b) d'obtenir une indication de l'importance du sous-dénombrement des ménages lors du recensement de 1991;
- c) d'étudier les caractéristiques des personnes et des ménages non recensés en vue de connaître les causes possibles de ces erreurs

Le sous-dénombrement de la population et des ménages est généralement considéré comme l'une des plus importantes sources d'erreurs affectant les données du recensement. Il introduit un biais négatif dans la mesure où les données issues du recensement sous-estiment les vrais totaux de la population et des ménages. Il peut également fausser les répartitions des caractéristiques de la population et des ménages estimées à partir des données du recensement si les personnes dénombrées et non dénombrées ne possèdent pas les mêmes caractéristiques.

7.2 Méthodologie

La population cible de la CVD de 1991 était la même que celle du recensement de 1991, soit toutes les personnes qui résidaient au Canada le 4 juin 1991 ainsi que le personnel diplomatique et militaire canadien dénombré à l'étranger et les personnes sur des navires canadiens. Ainsi, l'échantillon de la CVD se composait de personnes qui auraient dû être dénombrées lors du recensement de 1991 et il a été choisi à partir de sources indépendantes de ce même recensement. Peu après le recensement, un certain nombre d'opérations de dépistage ont été entreprises pour déterminer l'adresse de chaque personne choisie (PC) le jour du recensement, soit le 4 juin 1991. On a ensuite effectué des recherches dans les documents du recensement de 1991 pour déterminer si ces personnes avaient été dénombrées ou non.

Ces opérations de dépistage et de recherche ont permis de classer chaque PC dans une des catégories suivantes : «PC dénombrées», «PC non dénombrées», «PC décédées», «PC émigrées», «PC à l'étranger», «PC hors-cible» ou «PC non dépistées». Ces résultats ont ensuite été pondérés pour refléter la taille de la population.

La méthodologie de la CVD de 1991 était semblable à celle utilisée lors des recensements précédents. Il y avait cependant trois différences importantes. Pour la première fois, le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest ont été inclus dans l'étude. De plus, pour refléter l'inclusion d'une nouvelle population au recensement, la population cible de la CVD comprenait les résidents non permanents, c'est-à-dire les titulaires d'un permis de séjour pour étudiants, d'un permis de travail et d'un permis ministériel (ou d'une promisonation de celui-ci) ainsi que les demandeurs du statut de réfugié. Enfin, la taille de l'échantillon était considérablement plus importante qu'aux contre-vérifications des dossiers précédentes.

7.2.1 Construction des bases de sondage et sélection de l'échantillon

La population cible, qui comprenait toutes les personnes qui auraient dû être dénombrées au recensement de 1991, a été formée à partir de six sources ou bases de sondage. Les cinq premières bases ont été utilisées pour l'estimation du sous-dénombrement dans les 10 provinces, tandis que les estimations pour les deux territoires étaient calculées grâce aux échantillons de la dernière base seulement. En tout, on a choisi 55 912 personnes se répartissant ainsi parmi les bases :

Tableau 7.1 Bases de sondage, contre-vérification des dossiers de 1991

| Base de sondage | Définition | Taille de l' échantillon (personnes) |
|----------------------------------|--|---|
| Recensement | Toutes les personnes dénombrées lors du recensement de 1986 | 45,300 |
| Naissances | Tous les enfants nés entre le 3 juin 1986 et le 3 juin 1991 | 2,344 |
| Immigrants | Tous les immigrants reçus arrivés au Canada entre le 3 juin 1986 et le 3 juin 1991 | 1,447 |
| Personnes non dénombrées | Toutes les personnes non dénombrées lors du recensement de 1986 | 1,522 |
| Détenteurs de permis et réfugiés | Tous les titulaires d'un permis de séjour pour étudiants, d'un permis de travail et d'un permis ministériel (ou d'une prolongation de celui-ci) ainsi que les demandeurs du statut de réfugié, qui étaient au Canada le 4 juin 1991 | 799 |
| Fichiers de l'assurance-santé | Toutes les personnes inscrites dans les fichiers de l'assurance-santé du Yukon et des Territoires du Nord-Ouest au 4 juin 1991 | 4,500 |
| Total | | 55,912 |

L'échantillonnage a été effectué indépendamment à l'intérieur de chaque base. Le plan de sondage variait d'une base à l'autre selon la nature de la liste utilisée. Les taux d'échantillonnage n'étaient pas uniformes à l'intérieur des bases. On a eu recours à des taux de sondage plus élevés pour certains sous-groupes où l'on prévoyait un sous-dénombrement important, ceci dans le but de rendre le plan de sondage plus efficace.

Dans la base du recensement, on a d'abord regroupé les personnes selon leur secteur de dénombrement (SD) du recensement de 1986. Ces SD ont été ensuite groupés en strates selon la province de résidence en 1986, la méthode de dénombrement employée (retour par la poste, reprise, par représentant) et la taille de la municipalité. À l'intérieur de chaque strate, on a choisi un échantillon à deux degrés, ceci afin de minimiser les coûts de certaines opérations subséquentes. Au premier degré, un échantillon de SD a été sélectionné avec une probabilité proportionnelle à la taille de la population du SD. Puis, à l'intérieur de chaque SD choisi, on a ordonné les personnes selon leur âge et leur sexe et on a tiré un échantillon systématique d'environ 10 personnes. Lors de la sélection, on a attribué une probabilité d'être choisi deux fois plus grande aux personnes âgées de 15 à 19 ans en 1986, soit celles qui onte u entre 20 et 24 ans en 1991, car on avait observé lors des CVD précédentes que le sous-dénombrement était plus important dans ce groupe d'âge.

Pour la base des naissances, des copies de tous les registres de naissance étaient disponibles auprès de la Statistique de l'état civil à Statistique Canada pour la période intercensitaire. La base a ensuite été stratifie par province de résidence et année de naissance. On a construit la base des immigrants grâce aux dossiers de l'immigration d'Emploi et Immigration Canada. Cette base a été stratifiée selon l'année d'arrivée au pays. Pour chacune de ces deux bases, on a ensuite utilisé l'échantillonnage systématique dans chacune des strates. On a attribué une plus grande probabilité d'être choisi dans l'échantillon aux enfants nés en 1990 ou en 1991 ainsi qu'aux immigrants arrivés au Canada durant ces deux années.

La base des personnes non dénombrées est une base de sondage conceptuelle puisqu'il n'existe pas de liste de toutes les personnes non dénombrées en 1986. L'échantillon de cette base est constitué de tous les cas classifiés «non dénombrés» lors de la CVD de 1986. L'échantillon n'est pas stratifié comme tel quoiqu'il y ait une stratification implicite, car les cas non dénombrés en 1986 provenaient de bases et de strates différentes dans la CVD de 1986. Emploi et Immigration Canada a fourni la base des détenteurs de permis et des réfugiés. Les détenteurs de permis ont été regroupés selon le type de permis et la durée du permis. Les réfugiés ont formé une strate à part. Encore une fois, des échantillons systématiques ont été choisis dans les strates.

Enfin, pour former les strates dans les fichiers de l'assurance-santé de chaque territoire, on a utilisé les variables âge. sexe, région (urbaine ou rurale) et, pour les Territoires du Nord-Ouest seulement, le statut d'autochtone. Des échantillons systématiouses ont été tirés dans chaque strate.

7.2.2 Opérations de dépistage et de recherche et de classification

Le but des diverses opérations de la CVD était de classer chaque PC dans une des catégories suivantes :

- a) dénombrée lors du recensement de 1991;
- b) non dénombrée lors du recensement de 1991;
- décédée avant le recensement de 1991;
- d) émigrée avant le recensement de 1991;
- e) à l'étranger avant le recensement de 1991:
- f) hors-cible, c'est-à-dire la PC ne devrait pas être incluse dans le recensement de 1991 (par exemple, les enfants nés après le 4 juin 1991, les détenteurs de permis qui n'étaient plus au Canada);
- g) non dépistée, c'est-à-dire que l'on ne pouvait pas établir si la PC faisait partie de la population cible du recensement ou encore quel était son lieu habituel de résidence le jour du recensement.

L'ensemble des opérations nécessaires pour arriver à cette classification se divisait en deux genres d'opérations qui étaient effectués de façon alternée : le dépistage et la recherche. Le dépistage avait pour but de retracer l'adresse de la PC le jour du recensement de 1991, tandis que la recherche consistait en une vérification des documents du recensement de 1991 (registres des visites et questionnaires) et de la base de données afin de déterminer si la PC était bien inscrite sur un questionnaire et se retrouvait dans la base de données.

Puisque les adresses obtenues au moment de la sélection de l'échantillon dataient pour la plupart du recensement de 1986 et n'étaient donc en grande partie plus à jour, on entreprenait d'abord une opération de dépistage pour les échantillons qui étaient disponibles avant le recensement de 1991. Ce dépistage consistait en un jumelage avec des fichiers administratifs afin d'obtenir une mise à jour de l'adresse de la PC. Dans les cas où il y avait appariement, le jumelage permettait d'obtenir une adresse oui datait du début de l'année 1990.

Ce dépistage était suivi d'une opération de recherche manuelle intégrée aux opérations de dépouillement dans les bureaux régionaux au recensement de 1991. On déterminait ainsi si les PC avaient été dénombrées à l'adresse obtenue de l'opération précédente. Environ les quatre cinquièmes de l'échantillon total ont été envoyés au dépouillement. Les cas résolus étaient classés comme «dénombrés» et ne faisaient pas l'objet d'autres recherches. Ceux-ci représentaient environ 53 % (25 637 cas) du total des cas envoyés au dépouillement.

Les cas qui n'avaient pas été trouvés sur un questionnaire à cette étape ou ceux qui n'avaient pu être envoyés au dépouillement en raison de leur sélection tardive faisaient l'objet d'un dépistage et d'une interview teléphonique effectués dans les bureaux régionaux de Statistique Canada. On tentait de contacter la PC (pour les enfants, un adulte responsable de la PC) ou, lorsque ceci n'était pas possible, de parler à une personne du même ménage ou comaissant assez bien la PC pour pouvoir remplir le questionnaire. Ce dernier recueillait des renseignements sur l'adresse de la PC au 4 juin 1991 ainsi que d'autres adresses possibles où elle aurait pu être dénombrée, des caractéristiques de son ménage, de son logement et des caractéristiques socio-démographiques et économiques. L'information recueillie lors du dépistage téléphonique permettait de classer les cas en PC contactées, PC décédées, PC émigrées, PC à l'étrapeur. PC hors-citple ou PC non dénistées.

Dans tous les cas contactés où le dépistage téléphonique avait permis d'obtenir une ou des adresses probables de la PC le jour du recensement, on effectuait une autre recherche dans les documents du recensement de 1991 afin de détermines i la PC avait été dénombrée à la ou aux nouvelles adresses. Ces recherches étaient menées dans le cadre des opérations de traitement au bureau central du recensement. Les opérations de recherche comportaient trois parties : premièrement, une conversion automatisée de ou des adresses aux secteurs de dénombrement; deuxièmement, une recherche automatisée des caractéristiques (date de naissance et sexe) de la PC dans la base de données du recensement, ceci dans les SD identifiés auparavant; et enfin, une recherche manuelle des questionnaires identifiés pour vérifier si le nom et l'adresse de la PC y figuraient. À la fin de ces recherches, les PC étaient divisées en PC dénombrées et PC non trouvées à cette étape.

Pour les cas où l'on avait cherché la PC sans succès à toutes les adresses disponibles (celles obtenues lors de l'interview téléphonique ainsi que l'adresse de sélection et l'adresse envoyée au dépouillement, si différente) ainsi que pour les cas non dépistés avant la recherche, un dernier dépistage dans des fichiers administratifs avait lieu dans une dernière tentative pour obtenir de nouvelles adresses pour les PC. Si cet essai était fructueux, on recherchait alors la PC dans le questionnaire du recensement correspondant à la nouvelle adresse.

Après toutes ces étapes, les PC étaient classifiées en une des sept catégories soit, PC dénombrées, PC non dénombrées, PC décédées, PC émigrées, PC à l'étranger, PC hors-cible ou PC non dépistées.

Avant de procéder aux étapes finales du dépouillement et à l'estimation, on a entrepris une vérification de la classification des PC. Pour être classée dans la catégorie »PC dénombrées», une PC devait être inscrite sur un questionnaire de recensement (nom, date de naissance et sexe) et il devait y avoir un enregistrement pour elle dans la base de données du recensement. Ainsi, les cas classifiés »PC dénombrées» ont été appariés à la base de données du recensement afin de confirmer leur statut de dénombrement.

Une personne était classée dans la catégorie «PC non dénombrées» lorsque l'on confirmait qu'elle était vivante et au Canada le jour du recensement, mais qu'elle ne figurait sur aucun des questionnaires du recensement correspondant aux adresses obtenues lors des opérations de dépistage. Des revues en détail de tous les cas classés «PC non dénombrées» ont été effectuées pour s'assurer que toutes les adresses probables avaient été obtenues et recherchées.

Pour les cas de «PC décédée», on a vérifié dans les fichiers de décès (disponibles à Statistique Canada) afin de s'assurer que le décès avait bien eu lieu avant le 4 juin 1991. Dans certains cas douteux, on a même effectué une recherche à la dernière adresse de résidence obtenue lors du dépistage téléphonique. On n'a pu procéder à une vérification semblable pour les personnes classées comme «ayant émigré avant le 4 juin 1991», car il n'existe pas de registres de l'émigration au Canada. La classification de ces dernières personnes dans cette carjorie dépendait de la fiabilité de la source d'information. Enfin, on a effectué une recherche du questionnaire correspondant à la dernière adresse de résidence au Canada pour les personnes classées «PC à l'étranger» afin de s'assurer qu'elles n'avaient pas été inscrites à cette adresse par d'autres personnes.

Selon les résultats de ces diverses vérifications, certains cas ont été reclassifiés dans une autre catégorie. Le tableau 7.2 donne la répartition finale de l'échantillon selon la catégorie et selon la base de sélection.

Des 55 912 personnes choisies au départ dans l'échantillon, on constate que 2 341 PC (4,2 % de l'échantillon) n'avaient pas été dénombrées au recensement de 1991, tandis que 48 227 PC (86,3 %) étaient dénombrées. On remarque que 2 752 PC (4,9 %) n'avaient pas été dépistées. Les autres 2 592 PC (4,6 %) qui étaient décédées ou qui ne résidaient plus au Canada (PC émigrées ou PC à l'étranger) représentaient l'attrition de l'échantillon. Il faut noter que ces chiffres sont des résultats bruts, c'est-à-dire des comptes avant pondération, et ne représentent pas les taux de dénombrement et de sous-dénombrement du recensement.

7.2.3 Traitement final des données et estimation

Le traitement final des données recueillies et des résultats des recherches se faisait en quatre étapes principales ;

- a) la saisie et le contrôle de certaines données pour les personnes non dénombrées;
- b) l'imputation de la non-réponse partielle au questionnaire de la CVD;
- c) l'ajustement des poids;
- d) le calcul des estimations finales du sous-dénombrement et des écarts-types.

Les deux premières étapes ont été accomplies vers la fin de la période de vérification de la classification des cas, tandis qu'on a effectué les deux demières après avoir établi la classification finale.

Durant l'interview téléphonique, on posait une série de questions semblables à certaines questions posées lors du recensement, ceci afin de pouvoir calculer des estimations du sous-dénombrement pour divers sous-groupes de la population et des ménages. Lors des deux premières étapes du traitement final, on procédait à la sais-jer ou contrôle des réponses à ces questions pour les PC non dénombrées seulement. Dans les cas où il y avait des valeurs manquantes pour une ou plusieurs de ces questions, on effectuait de l'imputation. Le taux de non-réponse à ces questions était généralement assez faible, le taux le plus élevé étant de 3,4 %.

La troisième étape comprenait deux procédures d'ajustement des poids. On procédait d'abord à un ajustement des poids pour tenir compte de la non-réponse totale à l'étude, c'est-à-dire des personnes non dépistées. Cet ajustement consistait en une redistribution du poids original (soit l'inverse de la probabilité de sélection) des personnes non dépistées à celles dépistées. Le deuxième ajustement des poids assurait la compatibilité avec les totaux comus de la population des bases de sondage. Dans les deux cas, les ajustements particuliers ont été faits chacun à l'intérieur d'un nombre de sous-groupes qui étaient définis selon certains renseignements disponibles au moment de la sélection, par exemple la province de sélection, l'âge ou l'année de naissance, le sexe.

Les estimations du sous-dénombrement de la population ont ensuite été obtenues en sommant les poids ajustés. Pour obtenir les estimations du sous-dénombrement des ménages, on a calculé les poids du ménage pour ces personnes non dénombrées dans des ménages privés qui ont été complètement manqués. Le poids du ménage est calculé en divisant le poids final de la personne non dénombrée par le nombre de personnes dans le ménage. Set reflète le fait que plus le ménage est grand, plus sa probabilité d'inclusion dans l'échantillon est élevée.

Tableau 7.2 Nombre de cas dans chacune des catégories finales selon la base, contre-vérification des dossiers de 1991

| Base de sondage | Base recens | | Base naissa | | Base immig | | | e des nes non nbrées | Base des non peri | | Base des d l'assuran | | To | tal |
|--|----------------|------------------|----------------|------------------|---------------|------------------|--------|----------------------------|----------------------|------------------|----------------------------|------------------|--------|------------------|
| Classification des personnes choisies | Nombre | Pour- centage | Nombre | Pour- centage | Nombre | Pour- centage | Nombre | Pour- centage | Nombre | Pour- centage | Nombre | Pour- centage | Nombre | Pour- centage |
| Dénombrées | 39,832 | 87.9 | 2,115 | 90.2 | 1,056 | 73.0 | 1,078 | 70.8 | 324 | 40.6 | 3,822 | 84.9 | 48,227 | 86.3 |
| Non dénombrées | 1,613 | 3.6 | 76 | 3.2 | 113 | 7.8 | 187 | 12.3 | 125 | 15.6 | 227 | 5.0 | 2,341 | 4.2 |
| Décédées | 1,938 | 4.3 | 23 | 1.0 | 4 | 0.3 | 46 | 3.0 | 0 | 0.0 | 0 | 0.0 | 2,011 | 3.6 |
| Émigrées/à l'étranger/hors-cible | 361 | 0.8 | 20 | 0.9 | 69 | 4.8 | 49 | 3.2 | 50 | 6.3 | 32 | 0.7 | 581 | 1.0 |
| Non dépistées | 1,556 | 3.4 | 110 | 4.7 | 205 | 14.2 | 162 | 10.6 | 300 | 37.5 | 419 | 9.3 | 2,752 | 4.9 |
| Total | 45,300 | 100.0 | 2,344 | 100.0 | 1,447 | 100.0 | 1,522 | 100.0 | 799 | 100.0 | 4,500 | 100.0 | 55,912 | 100.0 |

¹ Ces comptes sont des résultats bruts, avant pondération, et ne représentent pas les taux de couverture et de sous-dénombrement du recensement.

Le taux de sous-dénombrement de la population \hat{T}_0 a été calculé comme suit :

$$\hat{T}_O = \frac{\hat{ND} - \hat{LI} - \hat{RT}}{R + (\hat{ND} - \hat{LI} - \hat{RT}) - \hat{S}}$$

- ND est l'estimation du nombre de personnes non dénombrées à leur lieu habituel de résidence d'après la CVD de 1991.
- R est le compte officiel du nombre de personnes dénombrées au recensement de 1991;
- LI est l'estimation du nombre de personnes non dénombrées qui occupaient des logements classés inoccupés par le recenseur, estimation provenant de la vérification des logements inoccupés;
- RT est l'estimation du nombre de résidents temporaires (RT) non dénombrés à leur lieu habituel de résidence estimation proyenant de l'étude sur les résidents temporaires;
- S est l'estimation du nombre de personnes surdénombrées, estimation provenant de l'étude sur le surdénombrement.

La CVD estime ND, le <u>nombre total</u> de personnes non dénombrées à leur lieu habituel de résidence. Il faut lui soustraire les estimations LI et RT parce que le compte officiel du recensement de 1991 comprend déjà les estimations des personnes non dénombrées d'après la vérification des logements inoccupés et l'étude sur les résidents temporaires

7.3 Résultats

Les résultats de la CVD de 1991 se retrouvent aux tableaux 7.3 et 7.4. Le tableau 7.3 présente les estimations du sous-dénombrement de la population, tandis que le tableau 7.4 donne les estimations du sous-dénombrement des ménages privés. On y retrouve des estimations du nombre $\hat{N}D - \hat{L}I - \hat{K}Tde$ personnes ou de ménages privés non dénombrés et du taux $\hat{T}A$, de sous-dénombrement. Chacune de ces estimations est accompagnée de son écart-type.

Pour le Canada, le sous-dénombrement de la population a été estimé à 3,43 % avec une écart-type de 0,12 % Parmi les 10 provinces canadiennes, les deux provinces ayant les taux les plus élevés sont l'Ontario et le Nouveau-Brunswick avec des taux de 4,23 % et 3,71 %. Cependant, le taux le plus élevé au Canada se retrouve aux Territoires du Nord-Ouest qui affichent un taux de 5,73 %. Ce sont I'lle-du-Prince-Édouard et la Saskatchewan qui présentent les taux les plus bas, soit 1,67 % et 2,15 % respectivement.

Le taux estimé de sous-dénombrement des ménages privés pour le Canada était de 2,66 % avec un écart-type de 0,13 %. Parmi les provinces et les territoires, le taux le plus élevé est celui des Territoires du Nord-Ouest qui affichent un taux de 4,13 %. Parmi les 10 provinces canadiennes, le taux le plus élevé est celui de l'Ontario (3,60 %). Terre-Neuve, le Québec et la Colombie-Britannique suivent avec des taux d'environ 2,5 %. Les taux les plus bas se retrouvent à Îlfe-du-Prince-Édouard et en Saskatchevan (1,1 %).

Tableau 7.3 Estimations du sous-dénombrement de la population pour le Canada, les provinces et les territoires, contre-vérification des dossiers de 1991

| | Nombre de personnes | Nombre de personnes non dénombrées | | | |
|---------------------------|---------------------|------------------------------------|------------------|-----------------|--|
| Province/territoire | Nombre estimé | Écart-type | Taux estimé % | Écart-type % | |
| Canada | 965,174 | 36,539 | 3.43 | 0.12 | |
| Terre-Neuve | 14,349 | 1,772 | 2.47 | 0.30 | |
| Île-du-Prince-Édouard | 2,187 | 306 | 1.67 | 0.23 | |
| Nouvelle-Écosse | 20,612 | 3,380 | 2.25 | 0.36 | |
| Nouveau-Brunswick | 27,738 | 3,260 | 3.71 | 0.42 | |
| Québec | 224,974 | 14,487 | 3.18 | 0.20 | |
| Ontario | 442,933 | 31,329 | 4.23 | 0.28 | |
| Manitoba | 25,689 | 4,125 | 2.31 | 0.36 | |
| Saskatchewan | 21,618 | 3,329 | 2.15 | 0.32 | |
| Alberta | 65,106 | 7,203 | 2.51 | 0.27 | |
| Colombie-Britannique | 115,287 | 8,442 | 3.42 | 0.24 | |
| Yukon | 1,190 | 176 | 4.12 | 0.58 | |
| Territoires du Nord-Ouest | 3,491 | 372 | 5.73 | 0.57 | |

Tableau 7.4 Estimations du sous-dénombrement des ménages privés pour le Canada, les provinces et les territoires, contre-vérification des dossiers de 1991

| | Nombre de ménages pri | Nombre de ménages privés non dénombrés | | | |
|---------------------------|-----------------------|--|------------------|-----------------|--|
| Province/territoire | Nombre estimé | Écart-type | Taux estimé % | Écart-type % | |
| Canada | 272,198 | 13,912 | 2.66 | 0.13 | |
| Terre-Neuve | 4,615 | 569 | 2.59 | 0.31 | |
| lle-du-Prince-Édouard | 494 | 223 | 1.10 | 0.49 | |
| Nouvelle-Écosse | 4,934 | 1,456 | 1.50 | 0.43 | |
| Nouveau-Brunswick | 5,443 | 1,030 | 2.11 | 0.39 | |
| Québec | 66,957 | 7,463 | 2.49 | 0.27 | |
| Ontario | 134,998 | 11,392 | 3.60 | 0.29 | |
| Manitoba | 6,311 | 2,159 | 1.54 | 0.52 | |
| Saskatchewan | 4,013 | 1,425 | 1.10 | 0.38 | |
| Alberta | 11,517 | 2,371 | 1.25 | 0.25 | |
| Colombie-Britannique | 31,893 | 3,584 | 2.51 | 0.27 | |
| Yukon | 331 | 72 | 3.23 | 0.68 | |
| Territoires du Nord-Ouest | 692 | 134 | 4.13 | 0.76 | |

VIII. Étude sur le surdénombrement

8.1 Introduction

Au recensement, le surdénombrement se produit lorsque des personnes sont comptées plus d'une fois ou encore lorsque des personnes qui ne font pas partie de la population cible du recensement (comme des personnes fictives, des animaux de compagnie ou des visiteurs étrangers) sont dénombrées. L'étude sur le surdénombrement (£S) de 1991 avait pour objet d'estimer le nombre de personnes et de ménages privés dénombrés en trop au recensement de 1991.

Avant 1986, on ne réalisait pas d'étude en vue de mesurer le surdénombrement. Dans le cadre du recensement de 1986, on a mené une étude à titre expérimental afin d'obtenir une estimation approximative du surdénombrement. Au recensement de 1991, on avait comme objectif de produire des estimations fiables du surdénombrement, qui combinées aux estimations du sous-dénombrement tirées de la contre-vérification des dossiers nous permettraient, pour la première fois, de calculer des estimations du sous-dénombrement net.

La population cible de l'ÉS comprend toutes les personnes dénombrées au Canada lors du recensement de 1991. Les personnes à l'extérieur du Canada (à l'étranger ou à bord de navires) sont exclues puisqu'une vérification du surdénombrement de ces personnes est déja prévue dans les opérations du recensement. En effet, une des questions posées à ces personnes portait sur les adresses où elles auraient pu être dénombrées au Canada. On vérifiait les questionnaires provenant de ces adresses dans le cadre des opérations régulières de traitement des données du recensement pour s'assurer que la personne n'avait été comptée qu'une fois.

8.2 Méthodologie

Les doubles comptes peuvent être dus à des facteurs relatifs au répondant, notamment dans le cas d'un répondant qui déménage au moment du recensement ou qui possède plus d'un domicile (p. ex., un chalet, un logement dans une résidence scolaire). De même, des erreurs de procédure (p. ex., lorsqu'on livre deux questionnaires du recensement au même logement) peuvent entraîner un surdénombrement. Pour l'ÉS de 1991, on a mis en oeuvre des méthodes distinctes pour repérer ces diverses sources d'erreurs. L'ÉS de 1991 comportait trois composantes:

- une étude d'un échantillon de personnes dénombrées au recensement dans les logements privés visant
 à déterminer si les personnes inscrites dans les questionnaires du recensement devaient être
 dénombrées (c.-à-d. incluses dans la population cible du recensement) et à obtenir les autres adresses
 où elles auraient pu être comptées une deuxième fois;
- une étude d'un échantillon de personnes comptées comme résidents habituels dans les logements collectifs comme des résidences d'étudiants, des camps de chantier, des hôpitaux, en vue d'obtenir d'autres adresses où elles auraient pu être comptées une deuxième fois;
- une étude par appariement automatisé qui consistait en une recherche automatisée dans la base de données du recensement pour identifier les doubles comptes de ménages et de personnes, en appariant, selon la date de naissance et le sexe de ses membres, tous les ménages dans un socteur défini.

L'étude sur les logements privés a également servi comme outil d'évaluation de la qualité des réponses à certaines questions du recensement notamment les questions sur la langue, sur l'origine ethnique et sur l'état matrimonial.

Pour la première étude, on réalisait une interview sur place auprès d'un échantillon de ménages privés deux mois après la fin de la collecte du recensement pour obtenir les renseignements nécessaires afin de déterminer s'il y avait eu surdénombrement. La collecte des données de l'étude sur les logements collectifs a été effectuée en même temps que le recensement. L'étude par appariement automatisé ne nécessitait aucun questionnaire ni travail sur le terrain. Les données ont été tirées directement de la base de données du recensement.

8.3 Étude sur les logements privés

8.3.1 Stratification, sélection de l'échantillon et collecte des données

La population cible de cette étude comprenait toutes les personnes dénombrées dans un logement privé. En vue de réduire les coûts de la collecte des données, les logements privés dénombrés dans les réserves indiennes et dans les secteurs de dénombrement par interview ont été exclus de l'étude. La base de sondage de l'échantillon comprenait donc 99 % de la population totale dans les logements privés.

Les SD ont été divisés en strates similaires aux strates formées pour la base du recensement de la contre-vérification des dossiers. Les SD ont été stratifiés par province et territoire puis stratifiés de nouveau selon la méthode de dénombrement utilisée en 1991 et selon la taille estimée de la région urbaine avant le recensement. Les SD formés de grands logements collectifs uniquement, les SD dans les réserves indiennes et les SD recensés par interview ont été exclus. On a appliqué une méthode d'échantillonnage à deux degrés dans chacune des strates. Au premier degré, on a tiré au hasard un échantillon de 2 000 SD. On a choisi, dans chaque SD sélectionné, un échantillon de 15 logements privés occupés dans les inscriptions du Registre des visites. Si le SD comprenait moins de 15 logements, lis étaient tous sélectionnés pour l'échantillon.

Un échantillon de 29 516 ménages a été tiré. Les nom, adresse, numéro de téléphone, date de naissance, sexe et d'autres renseignements inscrits dans le questionnaire du recensement étaient reportés sur un questionnaire de l'enquête.

Deux mois après la fin de la collecte des données du recensement, on a pris contact par téléphone avec les ménages sélectionnés. On leur a posé des questions pour déterminer si les personnes inscrites sur le questionnaire de recensement faisaient de fait partie de la population cible et pour obtenir d'autres adresses où ces personnes auraient pu avoir été dénombrées. Les ménages qui avaient déménagé depuis le recensement ou qu'on ne réussissait pas à joindre au téléphone faisaient l'objet d'un dépistage, puis d'une visite de suivi sur place.

8.3.2 Traitement

Le dépouillement des questionnaires de l'étude sur les logements privés a été réalisé en trois étapes : appariement et analyse, recherche des adresses et pondération.

Les ménages ont été sélectionnés immédiatement après la collecte des données du recensement, mais avant qu'on effectue les vérifications des questionnaires du recensement et qu'on y apporte des corrections. Dans certains cas, des personnes qui n'avaient pas été inscrites initialement sur un questionnaire du recensement et n'ont donc pas été choisies en vue de l'étude ont été ajoutées plus tard dans les questionnaires du recensement par suite des observations indiquées dans le questionnaire ou le Registre des visites. On a pur repérer ces personnes en appariant l'échantillon à la base de données du recensement selon le numéro de SD, le numéro de ménage, le sexe et la date de naissance. Cette opération a permis de repérer de cette façon 103 personnes. On les a traitées comme des cas de non-réponse. L'analyse des données de l'enquête a permis de relever 672 ménages qui n'avaient pas été contactés ou qui avaient refusé de répondre, de même que 115 particuliers sur lesquels aucune donnée n'avait été recueillie. Ils ont également été traités comme des cas de non-réponse.

On a aussi analysé les données pour repérer les personnes qui ont été comptées au recensement même si elles ne faisait pas partie de la population cible. On a repéré ainsi 22 personnes qui ont été traitées comme des cas de surdénombrement.

On a pris contact avec 76 329 personnes que l'on a appariées à la base de données du recensement (c.-à-d. des personnes qui ont été dénombrées une fois à l'adresse sélectionnée). Ces personnes ont indiqué 11 122 autres adresses où elles auraient pu avoir été dénombrées. Une recherche dans les questionnaires remplis pour ces adresses a été effectuée en vue d'établir si ces personnes avaient été dénombrées en deux endroits différents au recensement. Cette étape du traitement a permis de repérer 397 personnes qui ont été recensées à deux adresses différentes. Des 11 122 autres adresses indiquées, 3 441 n'étaient pas assez précises et ont donc été traitées comme des cas de non-réponse. Le tableau 8.1 présente la répartition de l'échantillon final et le nombre de cas de surdénombrement selon la province ou le territoire.

L'étape finale du dépouillement consistait en deux ajustements des poids. On a attribué à chaque ménage ayant participé à l'étude un poids initial équivalent à l'inverse de sa probabilité de sélection. On a effectué en premier lieu un ajustement en fonction de la non-réponse au niveau des personnes pour s'assurer que le poids attribué à chaque personne était compatible avec les chiffres connus du recensement, puis un deuxième ajustement en fonction de la non-réponse au niveau des adresses. On a appliqué aux autres adresses le poids ajusté des personnes qui les avaient indiquées. Puis le poids des adresses de non-réponse a été réparti parmi les adresses pour lesquelles il y a eu réponse au sein de certains sous-groupes définis selon le genre de l'adresse autre (p. ex., adresse d'une personne ayant déménagé, adresse à l'école, adresse d'une maison de villégiature), l'âge de la personne ayant indiqué l'adresse et le lien de cette personne avec la Personne I du ménage selectionné (famille immédiate comme époux ou enfant, autre lien familial comme parent, apparenté par alliance et petit-enfant, et personne non apparentée comme compagnon ou compagne d'appartement ou de chambre et chambreur ou chambreuse).

On a ensuite additionné les poids ajustés pour obtenir des estimations du surdénombrement de la population. On a appliqué des méthodes similaires de pondération et d'ajustement pour obtenir des estimations du surdénombrement des ménages dans les cas où des ménages entires avaient été dénombrés plu en fois.

8.4 Étude sur les logements collectifs

8.4.1 Stratification, sélection de l'échantillon et collecte des données

Cette étude visait toutes les personnes dénombrées comme résidents habituels dans un logement collectif. L'étude que in 1986, ne portait que sur trois types de logements collectifs a été élargie, en 1991, pour inclure tous les types de logements collectifs. Les logements collectifs ont été divisés en deux groupes: les établissements institutionnels comme les hôpitaux et les prisons, et les logements collectifs non institutionnels comme les hôtels, les YMCA et les résidences scolaires

On a obtenu, avant le recensement, une liste de tous les logements collectifs institutionnels. Cette liste était stratifiée par province et territoire et par type de logement collectif. Au sein de chaque strate, les logements étaient classés selon le nombre estimé de résidents habituels (habituellement le nombre de résidents selon le recensement de 1986) et un échantillon systématique de 562 logements à été sélectionné.

Pendant le dénombrement des logements collectifs le 4 juin 1991, les recenseurs des logements échantillonnés devaient remplir les questionnaires du recensement et aussi les questionnaires de l'étude à l'aide des dossiers administratifs des établissements institutionnels. Les caractéristiques démographiques de base et les noms des résidents habituels ont été reportés dans les questionnaires de l'étude qui comportaient en outre une question sur les autres adresses domiciliaires.

Les personnes dénombrées comme résidents habituels d'un logement collectif non institutionnel devaient remplir un questionnaire de recensement spécial sur lequel elles devaient indiquer les autres adresses où quelqu'un aurait pu les inclure dans un questionnaire de recensement. Les personnes qui ont indiqué une adressen en tét divisées en strates selon la province. Au sein de chacune des strates, les personnes ont été classées selon le type de logement collectif, puis un échantillon systématique a été tiré. On a ainsi sélectionné un échantillon formé de 1 111 résidents habituels

8.4.2 Traitement

Le dépouillement des données comportait des étapes similaires à celles de l'étude sur les logements privés.

Les données ont été appariées à la base de données du recensement, puis analysées. À cette étape. 293 des 562 établissements institutionnels sélectionnés on tét étalessé comme hors du champ d'observation parce que les renseignements de la base de sondage n'étaient plus valables : les logements n'avaient plus de résidents habituels, ils n'existaient pas, ou encore ce n'étaient pas des logements collectifs ni des établissements institutionnels. De plus, 97 autres établissements institutionnels not été traités comme des cas de non-réponse parce que leurs dossiers administratifs ne renfermaient pas d'autres adresses ou parce qu'ils n'avaient pas été traités adéquatement à l'étape de la collecte des données. Les 171 établissements institutionnels restants comptaient 6 690 personnes. On ne disposait pas de données suffisantes pour 145 d'entre elles qui ont donc été traitées comme des cas de non-réponse. Un total de 5716 autres adresses avaient été indiquées pour les personnes restantes. On a relevé 403 personnes qui

avaient été dénombrées et à l'établissement institutionnel et à l'autre adresse (habituellement un logement privé). Au total, 605 adresses étaient trop vagues pour qu'on puisse trouver de questionnaire du recensement correspondant. Ces cas ont été traités comme des non-réponses.

Dans la composante des logements collectifs non institutionnels, on a repéré 336 personnes qui avaient été dénombrées au logement collectif et aussi à une autre adresse. Des 1 111 adresses indiquées, 54 étaient trop imprécises et ont par conséquent été traitées comme des cas de non-réponse.

Dans les deux composantes, on a attribué à chaque personne un poids équivalent à l'inverse de sa probabilité de selection. Les personnes dont l'adresse était imprécise ont été traitées comme des cas de non-réponse. Elles ont été retirées de l'échantillon et le poids des personnes restantes a été ajusté en conséquence. Pour la composante des établissements institutionnels, les poids ont aussi été ajustés de sorte que les données soient compatibles avec les chiffres connous du recensement à l'échel provinciale.

Le tableau 8.1 montre la répartition de l'échantillon final ainsi que le nombre de cas de surdénombrement relevés dans chacune des composantes.

8.5 Étude par appariement automatisé

8.5.1 Méthodologie

Cette étude visait à repérer les ménages et les personnes qui ont été comptés plus d'une fois au sein d'un même SD. On a tiré un échantillon de SD qui a été traité par un programme d'appariement automatisé permettant de relever des paires de ménages présentant les mêmes caractéristiques. Les résultats de l'opération d'appariement ont servi à la stratification des SD choisis selon l'ordre de vraisemblance du surdénombrement. Un sous-échantillon de SD a été tiré dans chaque strate. Dans chaque sous-échantillon, on a choisi un échantillon de paire ménages puis on a vérifié leurs questionnaires pour déterminer s'il s'agissait de cas de surdénombrement (c.-à-d. les mêmes personnes inscrites dans les deux questionnaires).

8.5.2 Plan d'échantillonnage et traitement

Les SD ont été groupés en deux catégories : les SD faisant partie de la base de sondage utilisée pour l'étude sur les logements privés, et les autres. Tous les SD de la deuxième catégorie ont été retenus pour l'échantillon de l'étude par appariement automatisé. Dans la première catégorie, les SD ont été groupés en strates selon la région (Atlantique, Québec, Ontario, Prairies, Colombie-Britannique et les deux territoires) dans chacune desquelles un échantillon aléatoire a été tiré. Un échantillon global de 9 46 SD à été sélectionné pour l'opération d'appariement.

Chaque SD choisi a c'té traité par l'opération d'appariement qui relevait les paires de ménages présentant les mêmes caractéristiques. La similitude était établie d'après les dates de naissance et le sexe des membres du ménage. Les paires de ménages étaient classées par ordre de vraisemblance du surdénombrement. Par exemple, la probabilité d'un surdénombrement est beaucoup plus élevée si chacun des ménages appariés compte quatre personnes présentant les mêmes caractéristiques plutôt qu'une seule. Parmi les SD traités par l'opération d'appariement, on a relevé 2,8 millions de paires de ménages qui présentaient une probabilité raisonnable de surdénombrement. Les paires dans lesquelles aucun des membres d'un ménage ne présentait des caractéristiques communes à celles d'un membre de l'autre ménage n'étaient pas examinées davantage.

Les 9 465 SD ont ensuite été stratifiés selon l'ordre de vraisemblance du surdénombrement d'après les résultats de l'apparaiment automatisé. On a ensuite tiré dans chaque strate un sous-échantillon de SD aux fins de vérification. L'effectif de sous-échantillon de SD aux fins de vérification. L'effectif de sous-échantillon comportait 2 292 SD. On a sélectionné, dans chaque SD choisi, un échantillon de paires de ménages dont on a vérifié les questionnaires afin de déterminer si les mêmes personnes avaient été inscrites sur les deux questionnaires. On a vérifié au total 14 901 paires de ménages, ce qui a permis de repérer 2 875 personnes inscrites sur deux questionnaires dans 1 037 de ces paires de ménages. Ces personnes ont été pondérées selon le plan d'échantillonnage.

Le tableau 8.2 montre le nombre de SD appariés, le nombre de SD vérifiés, le nombre de paires de ménages vérifiées et le nombre de personnes inscrites dans deux questionnaires.

8.6 Résultats

Pour calculer le surdénombrement de la population \hat{S} , on a additionné l'estimation du surdénombrement de chacune des composantes de l'étude. Le taux de surdénombrement de la population \hat{T}_S a été calculé comme suit:

$$\hat{T}_{S} = \frac{\hat{S}}{R + (\hat{ND} - \hat{LI} - \hat{RT}) - \hat{S}}$$

Se reporter au chapitre 7 pour les définitions de ND, R, LI et RT. Les taux de surdénombrement des logements privés ont été calculés de la même manière, sauf que la composante RT était exclue puisque les additions aléatoires de résidents temporaires n'étaient pas incluses dans l'univers des ménages. Les tableaux 8.3 et 8.4 présentent les résultats pour la population et pour les ménages respectivement.

À l'échelle du Canada, on a estimé que 158 000 personnes ont été dénombrées en trop, ce qui correspond à un peu plus del a moitié de un pour cent de la population. Les provinces de l'Île-du-Prince-Édouard, de l'Alberta et de la Colombie-Britannique présentaient des taux de surdénombrement supérieurs à la moyenne nationale alors que les taux des autres provinces de l'Atlantique et des provinces des Prairies étaient inférieurs à cette moyenne. Les taux du Québec et de l'Ontario se rapprochaient de la movenne.

Dans le cas des ménages privés, le taux global de surdénombrement était légèrement inférieur à la moitié de un pour cent. Les taux de l'Ontario et du Québec étaient les plus élevés. Compte tenu du petit nombre de cas dans les territoires, il faut considérer leurs taux avec prudence.

Tableau 8.1 Répartition de l'échantillon et nombre de cas de surdénombrement dans chacune des composantes de l'étude, étude sur le surdénombrement de 1991

| | Loge | nents privés | | ents collectifs tutionnels | Logements collectifs non institutionnels | |
|---------------------------|---|---------------------------|---|-------------------------------|---|---------------------------|
| Province ou territoire | Nombre de personnes dans l'échantillon | Cas de surdénombrement | Nombre de personnes dans l'échantillon | Cas de surdénombrement | Nombre de personnes dans l'échantillon | Cas de surdénombrement |
| Canada | 76,329 | 419 | 6,545 | 403 | 1,057 | 336 |
| Terre-Neuve | 4,627 | 29 | 261 | 35 | 58 | 21 |
| Île-du-Prince-Édouard | 4,601 | 31 · | 138 | 11 | 10 | 2 |
| Nouvelle-Écosse | 5,036 | 20 | 472 | 17 | 80 | 27 |
| Nouveau-Brunswick | 4,717 | 23 | 410 | 41 | 58 | 13 |
| Québec | 12,590 | 79 | 1,082 | 129 | 205 | 66 |
| Ontario | 15,533 | 87 | 884 | 57 | 218 | 65 |
| Manitoba | 5,171 | 22 | 708 | 31 | 81 | 35 |
| Saskatchewan | 5,355 | 28 | 458 | 17 | 54 | 21 |
| Alberta | 7,475 | 43 | 1,847 | 48 | 118 | 35 |
| Colombie-Britannique | 8,750 | 47 | 226 | 13 | 123 | 36 |
| Yukon | 1,154 | 6 | 31 | 1 | 27 | 7 |
| Territoires du Nord-Ouest | 1,320 | 4 | 28 | 3 | 25 | 8 |

Tableau 8.2 Répartition de l'effectif de l'échantillon et nombre de personnes dénombrées en trop relevées dans l'étude par appariement automatisé

| | | Nombre de personnes | | |
|---------------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------------------|--------------------------------|
| Province/territoire | Nombre de SD appariés | Nombre de SD vérifiés | Nombres de paires vérifiées | dénombrées en trop relevées |
| Canada | 9,465 | 2,292 | 14,914 | 2,875 |
| Terre-Neuve | 394 | 109 | 599 | 111 |
| Île-du-Prince-Édouard | 102 | 102 | 325 | 40 |
| Nouvelle-Écosse | 515 | 151 | 837 | 118 |
| Nouveau-Brunswick | 507 | 119 | 682 | 115 |
| Québec | 1,638 | 400 | 2,639 | 473 |
| Ontario | 1,958 | 400 | 2,855 | 788 |
| Manitoba | 485 | 104 | 648 | 114 |
| Saskatchewan | 672 | 100 | 405 | 34 |
| Alberta | 897 | 196 | 1,213 | 143 |
| Colombie-Britannique | 2,086 | 400 | 2,782 | 845 |
| Yukon | 92 | 92 | 360 | 16 |
| Territoires du Nord-Ouest | 119 | 119 | 1,569 | 78 |

Tableau 8.3 Estimations du surdénombrement de la population pour le Canada, les provinces et les territoires, étude sur le surdénombrement de 1991

| | Nombre de personne | es dénombrées en trop | Taux de surdénombrement de la population | | |
|---------------------------|--------------------|-----------------------|---|------------------|--|
| Province/territoire | Nombre estimé | Erreur-type | Taux estimé % | Erreur-type % | |
| Canada | 157,920 | 10,330 | 0.56 | 0.04 | |
| Terre-Neuve | 2,783 | 517 | 0.48 | 0.09 | |
| Île-du-Prince-Édouard | 967 | 200 | 0.74 | 0.15 | |
| Nouvelle-Écosse | 3,283 | 809 | 0.36 | 0.09 | |
| Nouveau-Brunswick | 3,458 | 694 | 0.46 | 0.09 | |
| Québec | 40,501 | 5,224 | 0.57 | 0.07 | |
| Ontario | 61,829 | 7,693 | 0.59 | 0.07 | |
| Manitoba | 4,998 | 1,249 | 0.45 | 0.11 | |
| Saskatchewan | 3,512 | 766 | 0.35 | 0.08 | |
| Alberta | 13,281 | 2,274 | 0.51 | 0.09 | |
| Colombie-Britannique | 23,051 | 3,388 | 0.68 | 0.10 | |
| Yukon | 83 | 19 | 0.29 | 0.07 | |
| Territoires du Nord-Ouest | 175 | 45 | 0.29 | 0.07 | |

Tableau 8.4 Estimations du surdénombrement des ménages privés pour le Canada, les provinces et les territoires, étude sur le surdénombrement de 1991

| | Nombre de ménages p | rivés dénombrés en trop | Taux de surdénombrement de ménages privés | | |
|---------------------------|---------------------|-------------------------|--|-------------|--|
| Province/territoire | Nombre estimé | Erreur-type | Taux estimé % | Erreur-type | |
| Canada | 45,455 | 3,704 | 0.44 | 0.04 | |
| Terre-Neuve | 603 | 170 | 0.34 | 0.09 | |
| lle-du-Prince-Édouard | 216 | 52 | 0.48 | 0.11 | |
| Nouvelle-Écosse | 613 | 337 | 0.19 | 0.10 | |
| Nouveau-Brunswick | 590 | 178 | 0.23 | 0.07 | |
| Québec . | 13,450 | 2,153 | 0.50 | 0.08 | |
| Ontario | 19,073 | 2,623 | 0.51 | 0.07 | |
| Manitoba | 1,284 | 441 | 0.31 | 0.11 | |
| Saskatchewan | 853 | 282 | 0.23 | 0.08 | |
| Alberta | 3,594 | 767 | 0.39 | 0.08 | |
| Colombie-Britannique | 5,150 | 1,078 | 0.41 | 0.08 | |
| rukon | 14 | 5 | 0.14 | 0.05 | |
| ferritoires du Nord-Ouest | 16 | 0 | 0.10 | 0.00 | |

IX. Sous-dénombrement net

Comme nous l'avons décrit au chapitre 4, le sous-dénombrement net correspond à la différence entre le sous-dénombrement et le surdénombrement. Les estimations du surdénombrement produites grâce à l'étude sur les urdénombrement de 1991, combinées aux estimations du sous-dénombrement obtenues de la contre-vérification des dossiers de 1991, ont permis de produire pour la première fois des estimations du sous-dénombrement net.

Dans ce chapitre, nous présenterons des estimations du sous-dénombrement net pour diverses caractéristiques du recensement. Les tableaux montrent le sous-dénombrement net estimé, son erreur-type estimée, le taux de sous-dénombrement net et son erreur-type pour chacune des caractéristiques. Le tableau 9.1 donne les estimations pour les personnes alors que le tableau 9.2 présente les estimations pour les ménages privés.

9.1 Sous-dénombrement net de la population

Province ou territoire de résidence en 1991

Les provinces affichant les taux de sous-dénombrement net les plus élevés sont l'Ontario (3,64 %) et le Nouveau-Brunswick (3,25 %). Dans l'ensemble du pays, ce sont les deux territoires qui présentent les taux les plus élevés, notamment les Territoires du Nord-Ouest dont le taux de sous-dénombrement net atteint 5,44 %. L'Île-du-Prince-Édouard (0,93 %) et la Saskatchewan (1,80 %) affichent les taux estimés les plus bas.

Répartition selon le genre de région (urbaine/rurale) et la taille de la région urbaine

Dans l'ensemble, le sous-dénombrement net est plus élevé dans les régions rurales (3,25 %) que dans les régions urbaines (2,76 %). Ce taux plus élevé dans les régions rurales s'explique en grande partie du fait que les réserves indiennes partiellement dénombrées sont presque toutes situées dans les régions rurales. Lorsqu'on exclut ces réserves du calcul, le taux est presque équivalent à celui des régions urbaines. Les régions urbaines de diverses tailles affichent des taux combarables, sauf la catégorie de 30 000 à 99 999 habitants dont le taux est légement plus bas.

Régions métropolitaines de recensement

Le taux de sous-dénombrement net des régions métropolitaines de recensement se situe très près de la moyenne nationale et ne varie pas beaucoup selon qu'il s'agit du noyau urbanisé, de la banlieue urbaine ou de la banlieue rurale. Parmi les RMR. c'est Toronto aui affiche le taux de sous-dénombrement net le plus élève.

Groupes d'âge et sexe

Le taux de sous-dénombrement net des hommes (3,37%) dépasse de près d'un point le taux des femmes (2,39%). Dans le cas des hommes, les groupes d'âge 20 à 24 ans et 25 à 34 ans présentent les taux de sous-dénombrement net les plus élevés : 7.75% et 6.76% respectivement. Il en va de même chez les femmes pour lesquelles on observe aussi des taux plus élevé dans ces groupes d'âge. Les filles de 0 à 4 ans affichent un taux anormalement élevé (3,75%). Toutefois, cela est probablement dù à l'erreur d'échantillonnage et le taux réel se rapproche probablement plus de celui des garcons du même groupe d'âge.

État matrimonial et sexe

Les taux les plus élevés de sous-dénombrement net s'observent chez les personnes jamais mariées de 15 ans et plus (5,98%) et chez les personnes divorcées (3,85%). En fait, la différence globale de un point entre le taux des hommes et celui des femmes s'explique en grande partie par ces deux catégories de personnes. En effet, le taux de sous-dénombrement net des hommes jamais mariés de 15 ans et plus atteint 6,83% comparativement à 4,96% pour les femmes du même groupe. Dans le cas des hommes divorcés, le taux est de 7,11% comparativement à 1,20% nour les femmes divorcés.

Union libre

Comme on peut s'y attendre, les taux de sous-dénombrement net des personnes vivant en union libre sont plus élevés que la moyenne. Le taux de sous-dénombrement net estimé des hommes vivant en union libre est de 6,38 % comparativement à 3,37 % pour l'ensemble des hommes. Dans le cas des femmes vivant en union libre, le taux de sous-dénombrement net atteint 4,27 % comparativement à 2,39 % pour toutes les femmes.

Langue maternelle

On n'observe pas de différence marquée entre les taux de sous-dénombrement net des personnes ayant indiqué l'anglais comme langue maternelle (2,49 %) et ceux des personnes ayant indiqué le français (2,48 %). Toutelois, le taux double presque dans le cas de personnes ayant indiqué une langue non officielle comme langue maternelle (4,85 %). Les taux des personnes ayant l'italien ou l'allemand comme langue maternelle est inférieur à la moyenne nationale, alors que les taux des personnes ayant le chinois ou une autre langue comme langue maternelle sont beaucoup plus élevés.

Connaissance des langues officielles

Les personnes ayant indiqué une connaissance du français seulement présentent le taux de sous-dénombrement net le plus faible (2,10 %). Par contre, les personnes ne connaissant ni le français ni l'anglais affichent un taux de sous-dénombrement net beaucoup plus (elevé (10.92 %) que le taux moven.

Langue parlée à la maison

La situation est semblable à celle observée pour la langue maternelle. Les taux de sous-dénombrement net les plus faibles sont observés chez les personnes parlant anglais, français, italien ou allemand à la maison. Les personnes parlant chinois ou une autre langue à la maison affichent les taux les plus élevés (24% et 6.4% et 6.48 % respectivement).

Mode d'occupation

On observe un taux de sous-dénombrement net plus haut chez les locataires (5,09 %) que chez les propriétaires (1,59 %). La catégorie «logement de bande» présente le taux le plus élevé. Cela s'explique en grande partie du fait que de nombreuses réserves indiennes (où ce mode d'occupation est courant) ont été partiellement dénombrées. Les personnes habitant dans les logements collectifs affichent aussi un haut taux de sous-dénombrement net.

Mobilité (un an et cinq ans)

Les taux de sous-dénombrement net sont liés à la mobilité. Le taux de sous-dénombrement le plus faible a été enregistré dans le cas des personnes qui, le jour du recensement de 1991, habitaient dans le même logement qu'elles occupaient un an auparavant. Celles qui étaient à l'extérieur du Canada un an avant le recensement de 1991 affichaient le taux de sous-dénombrement net le plus élevé. La tendance est similaire pour ce qui est de la mobilité quirquempale.

Revenu en 1990

Le taux le plus élevé de sous-dénombrement net a été observé chez les personnes qui ne touchent pas de revenu ou qui ont un revenu négatif (perte) et qui s'établit à 5,65 %. Les taux de sous-dénombrement net diminuent à mesure que le revenu augmente.

Situation vis-à-vis du travail en 1990

Dans l'ensemble, les taux de sous-dénombrement net ne varient pas beaucoup pour ce qui est des personnes qui travaillent à plein temps (2,87 %) ou à temps partiel (2,59 %), mais le sous-dénombrement net est plus élevé dans le cas de celles qui n'ont pas du tout travaillé en 1990 (3,52 %). Le sous-dénombrement net est en outre plus élevé pour ce qui est des personnes qui n'ont travaillé que pendant une partie de l'année (1 à 48 semaines), atteignant 3,62 %, que dans le cas de celles qui ont travaillé pendant toute l'année (49 à 52 semaines), s'établissant alors à 2,26 %. Toutefois, dans chacune de ces dernières catégories (toute l'année/partie de l'année), les travailleurs à plein temps affichent des taux de sous-dénombrement net plus élevés que les travailleurs à temps partiel

9.2 Sous-dénombrement net des ménages privés

Province de résidence en 1991

L'Ontario affiche le taux de sous-dénombrement net le plus élevé (3,09 %) des dix provinces, suivi de Terre-Neuve (2,25 %) quoique le taux de cette dernière province ne s'écarte pas significativement de la moyenne nationale. L'Île-du-Prince-Édouard présente le taux de sous-dénombrement net estime le plus faible à 0,62 %.

Répartition selon le genre de région (urbaine/rurale) et la taille de la région urbaine

Les taux de sous-dénombrement net des ménages ne diffèrent pas significativement selon qu'il s'agisse des régions rurales ou urbaines ni selon les diverses régions urbaines par groupe de taille. Lorsqu'on exclut les réserves indiennes partiellement dénombrées, toutefois, le taux pour les régions rurales tombe à 1.7% environ.

Régions métropolitaines de recensement

Le taux de sous-dénombrement net des noyaux urbanisés des RMR est supérieur à celui des banlieues rurales quoique la différence soit fort peu marquée. Toronto et Ottawa-Hull affichent les taux les plus élevés parmi les RMR, mais il faut noter que l'erreur d'échantillonnage est très forte pour Ottawa-Hull.

Mode d'occupation

Le taux de sous-dénombrement net des ménages locataires (4.47 %) dépasse de loin celui des ménages propriétaires (0.73 %). En fait, les ménages locataires représentent plus du trois quart du sous-dénombrement net total. Le taux le plus élevé s'observe dans la catégorie «autre» (19,37 %) et découle en grande partie des réserves indiennes partiellement dénombrées. Le nombre réel de cas de sous-dénombrement dans cette catégorie est toutefois très netit.

Type de logement

Les taux les plus élevés sont observés pour les ménages demeurant dans les duplex (8,32 %) et les autres maisons individuelles attenantes (10,52 %), quoique pour ce dernier cas l'erreur d'échantillonnage soit importante. Les ménages habitant dans des maisons individuelles non attenantes représentent 40 % des cas de sous-dénombrement net total même si leur taux de sous-dénombrement net total même si leur taux de sous-dénombrement net (1,68 %) est inférieur à la movenne.

Tableau 9.1 Estimations du sous-dénombrement net de la population, recensement de 1991

| Caractéristiques | Nombre net de per | sonnes oubliées | Taux de sous-dénombrement net de l population | | |
|---------------------------|-------------------|-----------------|--|------------------|--|
| - | Nombre estimé | Erreur-type | Taux estimé % | Erreur-type % | |
| Canada | 807,254 | 37,971 | 2.87 | 0.13 | |
| Terre-Neuve | 11,566 | 1,846 | 1.99 | 0.31 | |
| Île-du-Prince-Édouard | 1,220 | 366 | 0.93 | 0.27 | |
| Nouvelle-Écosse | 17,329 | 3,475 | 1.89 | 0.37 | |
| Nouveau-Brunswick | 24,280 | 3,333 | 3.25 | 0.43 | |
| Québec | 184,473 | 15,400 | 2.61 | 0.21 | |
| Ontario | 381,104 | 32,260 | 3.64 | 0.29 | |
| Manitoba | 20,691 | 4,310 | 1.86 | 0.38 | |
| Saskatchewan | 18,106 | 3,416 | 1.80 | 0.33 | |
| Alberta | 51,825 | 7,553 | 2.00 | 0.28 | |
| Colombie-Britannique | 92,236 | 9,096 | 2.73 | 0.26 | |
| Yukon | 1,107 | 177 | 3.83 | 0.58 | |
| Territoires du Nord-Ouest | 3,316 | 374 | 5.44 | 0.57 | |

Tableau 9.1 Estimations du sous-dénombrement net de la population, recensement de 1991 - suite

| Caractéristiques | Nombre net de pe | rsonnes oubliées | | mbrementnet de la lation |
|--|------------------|------------------|------------------|-----------------------------|
| • | Nombre estimé | Erreur-type | Taux estimé % | Erreur-type % |
| Régions urbaines et rurales | 807,254 | 37,971 | 2.87 | 0.13 |
| Régions urbaines (selon la taille de la population) | 592,784 | 36,018 | 2.76 | 0.16 |
| 500,000 et plus | 354,317 | 29,003 | 2.92 | 0.23 |
| 100,000-499,999 | 84,024 | 11,269 | 2.83 | 0.37 |
| 30,000-99,999 | 46,549 | 9,375 | 1.83 | 0.36 |
| 10,000-29,999 | 47,061 | 8,098 | 3.01 | 0.50 |
| Moins de 10,000 | 60,834 | 8,842 | 2.65 | 0.37 |
| Régions rurales | 214,470 | 16,522 | 3.25 | 0.24 |
| Toutes les RMR | 495,900 | 34,972 | 2.89 | 0.20 |
| Noyau urbanisé | 456,264 | 32,848 | 2.92 | 0.20 |
| Banlieue urbaine | 4,893 | 3,653 | 1.52 | 1.11 |
| Banlieue rurale | 34,742 | 7,920 | 2.84 | 0.62 |
| Non RMR | 311,355 | 18,315 | 2.85 | 0.16 |
| Certaines RMR | | | | |
| Montréal | 76,778 | 8,631 | 2.40 | 0.26 |
| Ottawa-Hull | 25,329 | 6,275 | 2.68 | 0.64 |
| Toronto | 163,630 | 22,214 | 4.03 | 0.52 |
| Vancouver | 38,338 | 5,819 | 2.34 | 0.34 |
| Toutes les autres | 191,823 | 16,712 | 2.62 | 0.22 |
| Âge et sexe | | | | |
| Les deux sexes | 807,254 | 37,971 | 2.87 | 0.13 |
| 0-4 ans | 58,883 | 10,173 | 3.00 | 0.50 |
| 5-14 ans | 78,335 | 11,096 | 2.03 | 0.28 |
| 15-19 ans | 56,978 | 8,853 | 2.96 | 0.44 |
| 20-24 ans | 147,910 | 12,897 | 7.01 | 0.56 |
| 25-34 ans | 263,594 | 19,522 | 5.14 | 0.36 |
| 35-44 ans | 105,950 | 13,691 | 2.37 | 0.30 |
| 45-54 ans | 34,020 | 8,620 | 1.13 | 0.28 |
| 55-64 ans | 31,653 | 7,339 | 1.30 | 0.30 |
| 65 ans et plus | 29,930 | 9,499 | 0.94 | 0.29 |

Tableau 9.1 Estimations du sous-dénombrement net de la population, recensement de 1991 - suite

| Caractéristiques | Nombre net de per | sonnes oubliées | Taux de sous-déno popu | mbrement net de l lation |
|--------------------------|-------------------|-----------------|---------------------------|-----------------------------|
| | Nombre estimé | Erreurtype | Taux estimé % | Erreur-type |
| Hommes | 468,990 | 24,785 | 3.37 | 0.17 |
| 0-4 ans | 22,583 | 6,104 | 2.26 | 0.59 |
| 5-14 ans | 36,792 | 7,062 | 1.86 | 0.35 |
| 15-19 ans | 26,566 | 6,522 | 2.70 | 0.64 |
| 20-24 ans | 82,727 | 9,830 | 7.75 | 0.84 |
| 25-34 ans | 175,465 | 15,977 | 6.76 | 0.57 |
| 35-44 ans | 71,622 | 9,694 | 3.19 | 0.41 |
| 45-54 ans | 23,031 | 7,132 | 1.52 | 0.46 |
| 55-64 ans | 19,226 | 5,656 | 1.60 | 0.46 |
| 65 ans et plus | 10,975 | 7,039 | 0.82 | 0.52 |
| Femmes | 338,264 | 24,993 | 2.39 | 0.17 |
| 0-4 ans | 36,300 | 7,365 | 3.75 | 0.73 |
| 5-14 ans | 41,542 | 7,679 | 2.20 | 0.40 |
| 15-19 ans | 30,411 | 5,617 | 3.23 | 0.57 |
| 20-24 ans | 65,183 | 8,570 | 6.26 | 0.76 |
| 25-34 ans | 88,128 | 9,902 | 3.48 | 0.37 |
| 35-44 ans | 34,328 | 8,142 | 1.54 | 0.36 |
| 45-54 ans | 10,989 | 5,351 | 0.74 | 0.35 |
| 55-64 ans | 12,428 | 4,298 | 1.01 | 0.34 |
| 65 ans et plus | 18,954 | 7,137 | 1.02 | 0.38 |
| État matrimonial et sexe | | | | |
| Les deux sexes | 807,254 | 37,971 | 2.87 | 0.13 |
| Marié/e ou séparée | 163,942 | 15,830 | 1.32 | 0.12 |
| Divorcé/e | 51,533 | 8,791 | 3.85 | 0.63 |
| Veuf/ve | 32,471 | 6,721 | 2.28 | 0.46 |
| Jamais marié/e | 559,309 | 32,604 | 4.34 | 0.24 |
| 15 ans et plus | 422,091 | 26,535 | 5.98 | 0.35 |
| Moins de 15 ans | 137,218 | 15,089 | 2.35 | 0.25 |
| Hommes | 468,990 | 24,785 | 3.37 | 0.17 |
| Marié ou séparé | 93,456 | 13,582 | 1.50 | 0.21 |
| Divorcé | 42,719 | 7,315 | 7.11 | 1.12 |
| Veuf | 9,549 | 3,428 | 3.78 | 1.29 |
| Jamais marié | 323,267 | 22,659 | 4.72 | 0.31 |
| 15 ans et plus | 263,892 | 18,882 | 6.83 | 0.45 |
| Moins de 15 ans | 59,375 | 9,333 | 1.99 | 0.31 |

Tableau 9.1 Estimations du sous-dénombrement net de la population, recensement de 1991 - suite

| Caractéristiques | Nombre net de pe | rsonnes oubliées | Taux de sous-dénor popu | mbrement net de la lation |
|--|------------------|------------------|----------------------------|------------------------------|
| | Nombre estimé | Erreur-type | Taux estimé % | Erreur-type % |
| Femmes | 338,264 | 24,993 | 2.39 | 0.17 |
| Mariée ou séparée | 70,485 | 10,477 | 1.13 | 0.17 |
| Divorcée | 8,814 | 5,199 | 1.20 | 0.69 |
| Veuve | 22,923 | 5,753 | 1.95 | 0.48 |
| Jamais mariée | 236,042 | 18,493 | 3.90 | 0.29 |
| 15 ans et plus | 158,199 | 15,294 | 4.96 | 0.45 |
| Moins de 15 ans | 77,843 | 10,710 | 2.73 | 0.36 |
| Union libre et sexe (personnes vivant en union libre) | | | | |
| Les deux sexes | 81,873 | 8,670 | 5.34 | 0.53 |
| Hommes | 49,520 | 6,189 | 6.38 | 0.74 |
| Femmes | 32,354 | 5,973 | 4.27 | 0.75 |
| Langue maternelle ¹ | 807,254 | 37,971 | 2.87 | 0.13 |
| Anglais | 438,395 | 35,520 | 2.49 | 0.20 |
| Français | 172,927 | 16,258 | 2.48 | 0.23 |
| Autre que l'anglais ou le français | 206,854 | 15,653 | 4.85 | 0.35 |
| Italien | 5,862 | 3,915 | 1.13 | 0.74 |
| Allemand | 10,518 | 4,145 | 2.16 | 0.83 |
| Chinois | 31,143 | 5,777 | 5.95 | 1.03 |
| Autre | 159,028 | 12,564 | 5.77 | 0.43 |
| Connaissance des langues officielles ² | 802,353 | 43,148 | 2.89 | 0.15 |
| Anglais seulement | 531,507 | 35,518 | 2.85 | 0.18 |
| Français seulement | 88,167 | 15,720 | 2.10 | 0.36 |
| Anglais et français | 136,298 | 15,588 | 3.01 | 0.33 |
| Ni l'anglais ni le français | 46,380 | 7,175 | 10.92 | 1.49 |
| Langue parlée à la maison ^{1,2} | 802,353 | 43,148 | 2.89 | 0.15 |
| Anglais | 505,798 | 39,351 | 2.64 | 0.20 |
| Français | 156,955 | 18,990 | 2.40 | 0.28 |
| Autre que l'anglais ou le français | 148,617 | 14,220 | 5.72 | 0.51 |
| Italien | 5,241 | 3,652 | 1.79 | 1.21 |
| Allemand | 3,736 | 2,089 | 2.70 | 1.46 |
| Chinois | 28,632 | 5,476 | 6.24 | 1.11 |
| Autre | 110,943 | 11,138 | 6.48 | 0.60 |

Tableau 9.1 Estimations du sous-dénombrement net de la population, recensement de 1991 - suite

| Caractéristiques | Nombre net de pe | rsonnes oubliées | Taux de sous-dénor popu | mbrement net de l lation |
|---|------------------|------------------|----------------------------|-----------------------------|
| | Nombre estimé | Erreur-type | Taux estimé % | Erreur-type % |
| Mode d'occupation | 807,254 | 37,971 | 2.87 | 0.13 |
| Possédé | 302,640 | 22,367 | 1.59 | 0.12 |
| Loué | 430,990 | 25,991 | 5.09 | 0.29 |
| Logement de bande | 26,530 | 4,944 | 18.38 | 2.80 |
| Logement collectif | 47,094 | 7,452 | 9.07 | 1.30 |
| Mobilité ³ | 625,564 | 37,828 | 2.87 | 0.17 |
| Lieu de résidence un an auparavant : | | | | |
| Même province ou territoire | 550,243 | 36,614 | 2.59 | 0.17 |
| Même adresse | 293,538 | 28,652 | 1.63 | 0.16 |
| Autre adresse | 256,704 | 19,762 | 7.80 | 0.55 |
| Autre province ou territoire | 27,576 | 4,336 | 9.70 | 1.36 |
| À l'extérieur du Canada | 47,746 | 5,554 | 19.99 | 1.84 |
| Lieu de résidence cinq ans auparavant : | | | | |
| Même province ou territoire | 469,797 | 35,268 | 2.34 | 0.17 |
| Même adresse | 28,680 | 20,791 | 0.25 | 0.18 |
| Autre adresse | 441,117 | 26,736 | 5.16 | 0.29 |
| Autre province ou territoire | 32,385 | 5,556 | 3.80 | 0.62 |
| À l'extérieur du Canada | 123,381 | 9,367 | 13.87 | 0.90 |
| Revenu en 1990 ⁴ | 664,534 | 37,529 | 3.02 | 0.16 |
| Négatif ou nul | 115,251 | 8,992 | 5.65 | 0.41 |
| Moins de \$10,000 | 274,013 | 24,478 | 4.88 | 0.41 |
| \$10,000 - 19,999 | 148,603 | 16,790 | 3.04 | 0.33 |
| \$20,000 - 29,999 | 88,725 | 10,476 | 2.45 | 0.28 |
| \$30,000 - 39,999 | 33,593 | 8,476 | 1.33 | 0.33 |
| \$40,000 et plus | 4,349 | 7,943 | 0.13 | 0.24 |

Tableau 9.1 Estimations du sous-dénombrement net de la population, recensement de 1991 - fin

| Caractéristiques | Nombre net de pe | rsonnes oubliées | Taux de sous-dénombrement net population | | | |
|---|------------------|------------------|---|------------------|--|--|
| | Nombre estimé | Erreur-type | Taux estimé % | Erreur-type % | | |
| Situation vis-à-vis du travail en 1990 ⁴ | 664,534 | 37,529 | 3.02 | 0.16 | | |
| A travaillé de 49 à 52 semaines | 205,109 | 23,556 | 2.26 | 0.25 | | |
| Plein temps | 190,998 | 19,013 | 2.37 | 0.23 | | |
| Temps partiel | 14,111 | 14,089 | 1.38 | 1.35 | | |
| A travaillé de 1 à 48 semaines | 227,128 | 17,783 | 3.62 | 0.27 | | |
| Plein temps | 161,744 | 15,609 | 3.82 | 0.35 | | |
| Temps partiel | 65,384 | 9,562 | 3.19 | 0.45 | | |
| A travaillé en 1990 | 432,238 | 29,976 | 2.81 | 0.19 | | |
| Plein temps | 352,743 | 23,451 | 2.87 | 0.18 | | |
| Temps partiel | 79,495 | 17,084 | 2.59 | 0.54 | | |
| N'a pas travaillé en 1990 | 232,296 | 18,239 | 3.52 | 0.26 | | |

¹ Au recensement de 1991, les réponses multiples pour la langue maternelle et la langue parlée à la maison ont été acceptées. En conséquence, ces estimations et ces taux ne s'excluent pas mutuellement.

Tableau 9.2 Estimations du sous-dénombrement net des ménages privés, recensement de 1991

| Caractéristiques | Nombre net de ména | iges privés oubliés | | mbrement net des s privés |
|---------------------------|--------------------|---------------------|------------------|------------------------------|
| | Nombre estimé | Erreur-type | Taux estimé % | Erreur-type % |
| Canada | 226,743 | 14,396 | 2.21 | 0.14 |
| Terre-Neuve | 4,012 | 594 | 2.25 | 0.32 |
| Île-du-Prince-Édouard | 278 | 229 | 0.62 | 0.51 |
| Nouvelle-Écosse | 4,321 | 1,494 | 1.31 | 0.45 |
| Nouveau-Brunswick | 4,853 | 1,045 | 1.88 | 0.39 |
| Québec | 53,507 | 7,768 | 1.99 | 0.28 |
| Ontario | 115,925 | 11,690 | 3.09 | 0.30 |
| Manitoba | 5,027 | 2,203 | 1.23 | 0.53 |
| Saskatchewan | 3,160 | 1,453 | 0.86 | 0.39 |
| Alberta | 7,923 | 2,492 | 0.86 | 0.27 |
| Colombie-Britannique | 26,743 | 3,743 | 2.10 | 0.29 |
| Yukon | 317 | 72 | 3.10 | 0.68 |
| Territoires du Nord-Ouest | 676 | 134 | 4.04 | 0.76 |

² Excluant les pensionnaires d'un établissement institutionnel.

³ Excluant les personnes de moins de 15 ans et les personnes dans les ménages collectifs et les ménages à l'extérieur du Canada.

⁴ Excluant les personnes de moins de 15 ans et les pensionnaires d'un établissement institutionnel.

Tableau 9.2 Estimations du sous-dénombrement net des ménages privés, recensement de 1991 - fin

| Caractéristiques | Nombre net de mén | ages privés oubliés | | ombrement net des es privés |
|---|-------------------|---------------------|-------------|--------------------------------|
| - | Nombre estimé | Erreur-type | Taux estimé | Erreur-type |
| | | | % | % |
| Régions urbaines et rurales | 226,743 | 14,396 | 2.21 | 0.14 |
| Régions urbaines (selon la taille de la population) | 177,457 | 13,364 | 2.20 | 0.16 |
| 500,000 et plus | 108,236 | 11,557 | 2.37 | 0.25 |
| 100,000-499,999 | 20,935 | 4,410 | 1.86 | 0.38 |
| 30,000-99,999 | 18,117 | 4,669 | 1.88 | 0.47 |
| 10,000-29,999 | 13,073 | 3,132 | 2.28 | 0.53 |
| Moins de 10,000 | 17,097 | 3,408 | 2.04 | 0.40 |
| Régions rurales | 49,286 | 6,546 | 2.26 | 0.29 |
| Toutes les RMR | 141,782 | 13,084 | 2.23 | 0.20 |
| Noyau urbanisé | 133,457 | 12,974 | 2.28 | 0.21 |
| Banlieue urbaine | 2,195 | 1,300 | 1.96 | 1.13 |
| Banlieue rurale | 6,129 | 2,195 | 1.58 | 0.56 |
| Non RMR | 84,963 | 8,623 | 2.19 | 0.22 |
| Certaines RMR | | | | |
| Montréal | 21,836 | 3,906 | 1.74 | 0.30 |
| Ottawa-Hull | 11,191 | 3,909 | 3.10 | 1.05 |
| Toronto | 44,980 | 8,226 | 3.19 | 0.56 |
| Vancouver | 13,300 | 2,405 | 2.14 | 0.38 |
| Autres | 50,474 | 6,762 | 1.86 | 0.24 |
| Mode d'occupation | 226,743 | 14,396 | 2.21 | 0.14 |
| Possédé | 46,247 | 6,219 | 0.73 | 0.10 |
| Loué | 174,078 | 12,171 | 4.47 | 0.30 |
| Autre | 6,419 | 1,267 | 19.37 | 3.08 |
| Type de construction résidentielle | 226,743 | 14,396 | 2.21 | 0.14 |
| Maison individuelle non attenante | 97,576 | 9,960 | 1.68 | 0.17 |
| Maison jumelée | 12,431 | 3,105 | 2.59 | 0.62 |
| Maison en rangée | 4,744 | 2,870 | 1.02 | 0.61 |
| Appartement dans un immeuble de moins de cinq étages | 44,635 | 7,042 | 2.33 | 0.35 |
| Appartement dans un immeuble de cinq étages ou plus | 22,570 | 4,893 | 2.42 | 0.51 |
| Habitation mobile | 5,070 | 1,825 | 2.73 | 0.95 |
| Autre maison individuelle attenante | 5,643 | 2,371 | 10.52 | 3.91 |
| Duplex | 34,089 | 5,681 | 8.32 | 1.26 |

X. Analyse supplémentaire

Les chapitres précédents présentent les résultats de base des études de mesure de la couverture de 1991. Dans le présent chapitre, nous donnons des renseignements additionnels sur les erreurs de couverture. Dans la section 10.1, nous décrivons la méthode démographique d'estimation du sous-dénombrement net et présentons les résultats pour 1991. La section 10.2 présente certaines comparaisons historiques du sous-dénombrement pour les cinq recensements réalisés entre 1971 et 1991. Des renseignements sur l'efficacité de deux nouvelles méthodes qui ont été mises en œuvre au recensement de 1991 en vue d'améliorer la couverture figurent dans la section 10.3.

10.1 Estimations démographiques du sous-dénombrement net

La méthode démographique d'estimation du sous-dénombrement net est décrite dans Romaniuc (1988). La méthode consiste à comparer le chiffre de population du recensement en question avec une estimation démographique du même total. Pour calculer l'estimation démographique, il faut débuter avec une population de base puis ajouter ou soustraire de celle-ci les diverses composantes de changement pour obtenir une population estimée. Cette méthode présente l'avantage d'être peu coîteuse et rapide. Toutefois, la qualité des estimations ainsi produites est fonction de l'exactitude de toutes les données servant au calcul. Il est souvent difficile d'évaluer la justesse de ces données.

Dans le cas du recensement de 1991, la population de base correspondait au chiffre du recensement de 1986 ajusté au 1er juin (la date réelle du recensement était le 3 juin), redressé en fonction du sous-dénombrement net estimé du recensement de 1986 et en fonction du nombre estimé de résidents non permanents habitant au Canada au moment du recensement de 1986.

Comme il n'y avait pas de mesures directes du surdénombrement en 1986, on a calculé une estimation du surdénombrement selon l'hypothèse que le rapport de personnes dénombrées en trop au nombre de personnes oubliées dans chaque province en 1986 était le même que le rapport observé en 1991 à l'échelle nationale. Cerapport a été appliqué ensuite aux estimations provinciales de personnes oubliées tirées de la contre-vérification des dossiers de 1986 en vue d'obtenir les estimations du surdénombrement à l'échelle provinciale.

Comme les résidents non permanents n'étaient pas inclus dans l'univers de la population du recensement de 1986, il a fallu calculer une estimation du nombre de ces personnes à partir des dossiers administratifs. De ce nombre, on a soustrait un nombre estimé de résidents non permanents ayant été dénombrés (par erreur) au recensement de 1986.

Les composantes du changement comprennent les naissances, les décès, l'immigration (immigrants reçus), la variation nette des résidents non permanents, les Canadiens revenant de l'étranger et l'émigration. Dans le cas des estimations provinciales, la migration interprovinciale représente une autre composante du changement. Ces composantes sont estimées à partir de diverses sources de données dont la qualité varie. On considere généralement que les estimations des naissances, des décès et de l'immigration sont de très bonne qualité. Par contre, les estimations de l'émigration, du nombre de Canadiens revenant de l'étranger et de la migration interprovinciale sont trées indirectement de sources administratives et sont genéralement considérées comme étant doindre qualité. Les estimations de la variation entre du nombre de résidents non permanents correspondent à la variation entre les effectifs, selon des dossiers administratifs, pour les deux points dans le temps et sont corrigées en fonction de la sous-déclaration de certains groupes dans les dossiers administratifs. Pour une discussion plus détaillée de la méthode des composantes appliquée aux estimations démographiques de 1986 à 1991, veuillez consulter Declos (1993).

Le tableau 10.1 illustre la méthode démographique à l'échelle du Canada pour le recensement de 1991. Le sous-dénombrement net estimé atteignait 849 102. Ce chiffre est légèrement plus élevé que l'estimation tirée des études sur la couverture (807 254), mais se situe à l'intérieur des limites de l'erreur d'échantillonnage. Le taux de sous-dénombrement net du recensement de 1991 estimé par la méthode démographique est (849 102)/(28 143 012) = 3,02 % comparativement au taux estimé d'après les résultats des études sur la couverture qui atteint 2.87 %.

Le tableau 10.2 présente les estimations démographiques du taux de sous-dénombrement net pour les provinces et les territoires au recensement de 1991. Lorsqu'on les compare aux résultats des études sur la couverture, on constate une cohérence dans les taux des grandes provinces (Ontario, Québec et Colombie-Britannique), mais une divergence dans les taux des petites provinces. Cela s'explique en partie par les niveaux d'erreurs relativement plus élevés dans l'estimation de la population de base et des composantes du changement pour les petites provinces. Les estimations démographiques du sous-dénombrement net contiennent toutes les erreurs inhérentes à la contre-vérification des dossiers de 1986, en plus des erreurs dans les corrections apportées pour tenir compte du surdénombrement et des résidents non permanents au recensement de 1986 à insi que les erreurs dans les composantes du changement de 1986 à 1991. Les estimations du sous-dénombrement net des études sur la couverture de 1991 renferment les erreurs da la contre-vérification des dossiers et de l'étude sur le surdénombrement de 1991. Comme on considére que les études sur la couverture fournissent les meilleures estimations disponibles du sous-dénombrement net au recensement de 1991, on a décidé d'utiliser leurs résultats pour redresser la population de base du Programme des estimations démographiques en fonction du sous-dénombrement net.

Tableau 10.1 Estimation du sous-dénombrement net en 1991 selon la méthode démographique 1

| Chiffre du recensement de 1986 (ajusté au 1 ^{er} juin 1986) | 25,308,274 |
|---|------------|
| + Redressement en fonction du sous-dénombrement net au recensement de 1986 | 702,036 |
| + Redressement en fonction des résidents non-permanents au Canada le 1 ^{er} juin 1986 | 166,987 |
| = Population de base au 1 ^{er} juin 1986 | 26,177,297 |
| + Naissances entre le 1 ^{er} juin 1986 et le 31 mai 1991 | 1,930,140 |
| - Décès entre le 1 ^{er} juin 1986 et le 31 mai 1991 | 944,936 |
| + Immigrants reçus arrivés au Canada entre le 1 ^{er} juin 1986 et le 31 mai 1991 | 873,801 |
| - Émigrants quittant le Canada entre le 1 ^{er} juin 1986 et le 31 mai 1991 | 212,465 |
| + Changement net chez les résidents non permanents entre le 1 ^{er} juin 1986 et le 31 mai 1991 | 207,849 |
| + Canadiens revenant de l'étranger entre le 1 ^{er} juin 1986 et le 31 mai 1991 | 111,326 |
| = Estimation postcensitaire de la population au 1 ^{er} juin 1991 | 28,143,012 |
| - Chiffre redressé du recensement de 1991 (ajusté au 1 ^{er} juin) | 27,293,910 |
| Estimation démographique du sous-dénombrement net au recensement de 1991 | 849.102 |

¹ Aux fins de maintenir la cohérence, tous les chiffres ont été ajustés au 1er juin.

Tableau 10.2 Estimations démographiques du sous-dénombrement net pour les provinces et les territoires,

| | Estimation postcensitaire de la population au 1 ^{er} | Chiffres du recensement de 1991 | Estimation démographique du sous-dénombrement net | | | |
|---------------------------|--|------------------------------------|--|---|--|--|
| Province/territoire | juin 1991 | ajustés au 1er juin 1991 | Nombre estimé | Taux (%) 3.02 3.24 3.02 2.38 3.07 2.64 3.52 2.70 3.02 | | |
| Canada | 28,143,012 | 27,293,910 | 849,102 | 3.02 | | |
| Terre-Neuve | 587,540 | 568,489 | 19,051 | 3.24 | | |
| Île-du-Prince-Édouard | 133,799 | 129,760 | 4,039 | 3.02 | | |
| Nouvelle-Écosse | 921,882 | 899,898 | 21,984 | 2.38 | | |
| Nouveau-Brunswick | 746,783 | 723,878 | 22,905 | 3.07 | | |
| Québec | 7,082,419 | 6,895,414 | 187,005 | 2.64 | | |
| Ontario | 10,451,150 | 10,083,290 | 367,860 | 3.52 | | |
| Manitoba | 1,122,229 | 1,091,908 | 30,321 | 2.70 | | |
| Saskatchewan | 1,019,720 | 988,963 | 30,757 | 3.02 | | |
| Alberta | 2,611,772 | 2,545,274 | 66,498 | 2.55 | | |
| Colombie-Britannique | 3,378,858 | 3,281,416 | 97,442 | 2.88 | | |
| Yukon | 28,035 | 27,792 | 243 | 0.87 | | |
| Territoires du Nord-Ouest | 58,825 | 57,828 | 997 | 1.69 | | |

10.2 Comparaisons dans le temps

Depuis 1966, on produit des estimations du sous-dénombrement à partir des résultats de la contre-vérification des dossiers à tous les recensements. En 1961, on avait effectué une contre-vérification des dossiers à titre expérimental, mais celle-ci ne portait que sur une partie de la population. Les estimations du surdénombrement, et par suite du sous-dénombrement net, ne sont disponibles que pour le recensement de 1991, quoiqu'on ait réalisé une étude sur le surdénombrement en 1986 à titre d'essai.

Dans la présente section, nous établissons des comparaisons entre les résultats des contre-vérifications des dossiers réalisées de 1971 à 1991. Comme nous ne disposons pas d'estimations du surdénombrement pour les recensements précédents, on ne présente, que les taux de sous-dénombrement. Le tableau 10.3 montre les taux de sous-dénombrement de la population pour le Canada et les provinces (et pour les deux territoires en 1991), alors que le tableau 10.4 donne les taux de sous-dénombrement selon le groupe d'âge et le sexe. Les lecteurs doivent prendre note des faits suivants lorsaci lisé táblissent des comparaisons entre les taux des divers recensements.

- a) Les chiffres des recensements de 1971 et de 1976 ne comprennent pas d'estimations des personnes oubliées dans les logements classés par erreur comme inoccupés tirées de la vérification des logements inoccupés. Les chiffres des recensements de 1981, 1986 et 1991 incluent cette composante. Si l'on avait inclus les resultats de la vérification des logements inoccupés de 1976, le taux aurait été de 1,78 % plutôt que 2,04 %. Au recensement de 1971, on n'a pas réalisé de vérification des logements inoccupés.
- b) Les résultats pour le Canada avant 1991 ne comprennent pas les chiffres pour les deux territoires. Toutefois, le nombre de cas de sous-dénombrement dans les deux territoires est si petit que son incidence sur le taux pour l'ensemble du Canada est négligeable.
- c) Avant 1991, les résidents non permanents n'étaient pas inclus dans la population cible. On a constaté chez ce groupe de personnes un taux de sous-dénombrement plus élevé que la moyenne. Si ce groupe n'avait pas été inclus dans la population visée par le recensement de 1991, on estime que le taux de sous-dénombrement pour le Canada aurait été de 3,16 % plutôt que de 3,43 %. Les taux de sous-dénombrement de l'Ontario, de la Colombie-Britannique et du Québec ont été particulièrement touchés par l'inclusion des résidents pon-nermanents dans la population cible du recensement de 1991.

- d) Les taux présentés ici pour le recensement de 1986 diffèrent des résultats publiés dans le Guide à l'intention des utilisateurs sur la qualité des données du recensement de 1986 : Couverture. Les taux figurant dans les tableaux 10.3 et 10.4 comprennent les révisions apportées après la publication du guide de 1986. En outre, dans les taux à l'échelle provinciale, les réserves indiennes partiellement dénombrées sont traitées comme des unités «oubliées» alors que dans la publication de 1986, on les avait considérées comme avant été «dénombrées» puisque les chiffres du recensement pour les provinces avaient été redressés en fonction d'une estimation des nersonnes oubliées dans ces réserves
- e) Pour 1971, les groupes d'âge au-dessus de 24 ans diffèrent des groupes d'âge pour les autres recensements.

On peut faire plusieurs observations à partir des tableaux 10.3 et 10.4.

- a) Le taux de sous-dénombrement à l'échelle du Canada s'est maintenu à un niveau assez constant en 1971, 1976 et 1981 (2 %), mais a augmenté considérablement en 1986 pour atteindre 3 %. En 1991, malgré la mise en oeuvre de plusieurs mesures visant à réduire le sous-dénombrement, le taux de sous-dénombrement demeure au-dessus de 3 % et cela même si on supprime l'effet de l'inclusion des résidents non permanents.
- b) Au niveau des provinces, la Colombie-Britannique affiche les taux de sous-dénombrement les plus élevés pour tous les recensements réalisés de 1971 à 1986. En 1991, par contre, l'Ontario présente le taux le plus élevé.
- c) Les taux de sous-dénombrement des provinces de l'Atlantique et des Prairies tendent à être inférieurs à la movenne nationale.
- d) Dans tous les recensements, le taux de sous-dénombrement des hommes est supérieur à celui des femmes.
- e) On observe les taux de sous-dénombrement les plus élevés dans le groupe d'âge de 20 à 24 ans et cela particulièrement chez les hommes.

Tableau 10.3 Estimations du sous-dénombrement de la population pour le Canada, les provinces et les territoires, contre-vérifications des dossiers de 1971, 1976, 1981, 1986 et 1991

| | 19 | 71 | 19 | 76 | 19 | 81 | 1986 ² | | 19 | 91 ³ |
|---------------------------|------------------|-------------|------------------|------------------|------------------|-------------|-------------------|------------------|------------------|-----------------|
| Province/territoire | Taux estimé % | Erreur-type | Taux estimé % | Erreur-type % | Taux estimé % | Erreur-type | Taux estimé % | Erreur-type % | Taux estimé % | Erreur-type |
| Canada ¹ | 1.93 | 0.09 | 2.04 | 0.10 | 2.01 | 0.09 | 3.21 | 0.13 | 3.43 | 0.12 |
| Terre-Neuve | 2.25 | 0.72 | 1.10 | 0.39 | 1.74 | 0.45 | 1.92 | 0.33 | 2.47 | 0.30 |
| Île-du-Prince-Édouard | 1.23 | 1.13 | 0.38 | 0.25 | 1.17 | 0.54 | 2.14 | 0.80 | 1.67 | 0.23 |
| Nouvelle-Écosse | 1.33 | 0.45 | 0.86 | 0.34 | 1.05 | 0.34 | 2.15 | 0.34 | 2.25 | 0.36 |
| Nouveau-Brunswick | 1.65 | 0.56 | 2.16 | 0.37 | 1.81 | 0.30 | 2.71 | 0.33 | 3.71 | 0.42 |
| Québec | 2.10 | 0.19 | 2.95 | 0.25 | 1.91 | 0.21 | 2.91 | 0.31 | 3.18 | 0.20 |
| Ontario | 1.68 | 0.12 | 1.52 | 0.17 | 1.94 | 0.14 | 3.43 | 0.19 | 4.23 | 0.28 |
| Manitoba | 1.13 | 0.38 | 1.07 | 0.33 | 0.98 | 0.35 | 2.94 | 0.40 | 2.31 | 0.36 |
| Saskatchewan | 1.00 | 0.37 | 1.33 | 0.34 | 0.99 | 0.37 | 2.38 | 0.37 | 2.15 | 0.32 |
| Alberta | 2.55 | 0.44 | 1.49 | 0.26 | 2.54 | 0.36 | 3.00 | 0.32 | 2.51 | 0.27 |
| Colombie-Britannique | 2.89 | 0.39 | 3.13 | 0.31 | 3.16 | 0.33 | 4.48 | 0.36 | 3.42 | 0.24 |
| Yukon | | | | | | | ** | | 4.12 | 0.58 |
| Territoires du Nord-Ouest | | | | | | | | | 5.73 | 0.57 |

¹ Excluant le Yukon et les Territoires du Nord-Ouest en 1971, 1976, 1981 et 1986.

² Inclut les révisions apportées depuis la publication du Guide à l'intention des utilisateurs sur la qualité des données du recensement de 1986 : Couverture. Les réserves indiennes partiellement dénombrées sont considérées comme si elles avaient été «oubliées».

³ Inclut pour la première fois les résidents non permanents. De même, les réserves indiennes partiellement dénombrées sont considérées comme si elles avaient été «oubliées».

Nombres non disponibles.

Tableau 10.4 Estimations du sous-dénombrement de la population selon le groupe d'âge et le sexe, contre-vérifications des dossiers de 1971, 1976, 1981, 1986, et 1991

| | 19 | 71 | 19 | 76 | 19 | 81 | 19 | 86 | 1991 | |
|----------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| Groupe d'âge | Taux estimé | Erreur-type |
| Les deux sexes | % | % | % | % | % | % | % | % | % | % |
| Tous les âges | 1.93 | 0.09 | 2.04 | 0.10 | 2.01 | 0.09 | 3.21 | 0.13 | 3.43 | 0.12 |
| 0 à 4 ans | 1.99 | 0.27 | 2.31 | 0.28 | 1.21 | 0.22 | 2.14 | 0.49 | 3.55 | 0.49 |
| 5 à 14 ans | 0.90 | 0.13 | 1.20 | 0.16 | 1.23 | 0.21 | 2.08 | 0.26 | 2.49 | 0.27 |
| 15 à 19 ans | 2.60 | 0.28 | 1.99 | 0.38 | 2.96 | 0.52 | 3.58 | 0.60 | 3.75 | 0.42 |
| 20 à 24 ans | 4.49 | 0.28 | 5.31 | 0.38 | 5.51 | 0.29 | 8.66 | 0.46 | 8.18 | 0.52 |
| 25 à 34 ans | 2.501 | 0.20 | 2.85 | 0.28 | 2.31 | 0.28 | 4.51 | 0.35 | 5.65 | 0.35 |
| 35 à 44 ans | | | 1.54 | 0.26 | 2.20 | 0.26 | 2.32 | 0.31 | 2.84 | 0.29 |
| 45 à 54 ans | 1.402 | 0.15 | 1.22 | 0.33 | 0.81 | 0.23 | 1.58 | 0.29 | 1.61 | 0.27 |
| 55 à 64 ans | 1.223 | 0.18 | 0.92 | 0.20 | 0.91 | 0.29 | 2.06 | 0.31 | 1.69 | 0.28 |
| 55 ans et plus | | | 1.20 | 0.25 | 0.71 | 0.30 | 1.76 | 0.31 | 1.51 | 0.28 |

Pour 1971, le groupe d'âge est de 40 à 59 ans.

Pour 1971, le groupe d'âge est de 60 ans et plus.

Tableau 10.4 Estimations du sous-dénombrement de la population selon le groupe d'âge et le sexe, contre-vérifications des dossiers de 1971, 1976, 1981, 1986, et 1991 – suite

| | 19 | 71 | 19 | 76 | 19 | 81 | 19 | 86 | 19 | 91 |
|------------------------|------------------|------------------|------------------|---------------|------------------|-------------|------------------|-------------|------------------|-------------|
| Groupe d'âge Hommes | Taux estimé % | Erreur-type % | Taux estimé % | Erreur-type % | Taux estimé % | Erreur-type | Taux estimé % | Erreur-type | Taux estimé % | Erreur-type |
| Tous les âges | 2.27 | 0.12 | 2.46 | 0.17 | 2.37 | 0.13 | 3.75 | 0.16 | 3.95 | 0.16 |
| 0 à 4 ans | 1.73 | 0.34 | 2.53 | 0.46 | 1.32 | 0.33 | 2.22 | 0.67 | 2.79 | 0.16 |
| 5 à 14 ans | 0.93 | 0.18 | 1.14 | 0.21 | 1.27 | 0.29 | 1.98 | 0.32 | 2.32 | 0.34 |
| 15 à 19 ans | 2.71 | 0.39 | 1.93 | 0.48 | 3.12 | 0.68 | 4.09 | 0.74 | 3.55 | 0.60 |
| 20 à 24 ans | 4.97 | 0.40 | 5.99 | 0.52 | 6.03 | 0.48 | 10.36 | 0.57 | 8.98 | 0.81 |
| 25 à 34 ans | 3.381 | 0.31 | 3.64 | 0.46 | 2.70 | 0.44 | 5.43 | 0.45 | 7.28 | 0.56 |
| 35 à 44 ans | | | 2.33 | 0.48 | 3.42 | 0.40 | 3.29 | 0.51 | 3.65 | 0.36 |
| 45 à 54 ans | 1.902 | 0.24 | 1.63 | 0.41 | 1.21 | 0.38 | 1.95 | 0.52 | 2.05 | 0.41 |
| 55 à 64 ans | 1.375 | 0.28 | 1.28 | 0.34 | 0.91 | 0.40 | 1.88 | 0.47 | 2.03 | 0.44 |
| 65 ans et plus | | | 1.90 | 0.44 | 0.69 | 0.47 | 1.57 | 0.50 | 1.41 | 0.50 |

² Pour 1971, le groupe d'âge est de 40 à 59 ans.

³ Pour 1971, le groupe d'âge est de 60 ans et plus.

Tableau 10.4 Estimations du sous-dénombrement de la population selon le groupe d'âge et le sexe, contre-vérifications des dossiers de 1971, 1976, 1981, 1986, et 1991 – fin

| | 19 | 71 | 19 | 76 | 19 | 81 | 19 | 86 | 1991 | |
|----------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| Groupe d'âge | Taux estimé | Erreur-type |
| Femmes | % | % | % | % | % | % | % | % | % | % |
| Tous les âges | 1.59 | 0.11 | 1.61 | 0.10 | 1.65 | 0.12 | 2.68 | 0.17 | 2.93 | 0.17 |
| 0 à 4 ans | 2.25 | 0.40 | 2.07 | 0.36 | 1.10 | 0.33 | 2.06 | 0.62 | 4.35 | 0.71 |
| 5 à 14 ans | 0.87 | 0.17 | 1.26 | 0.27 | 1.19 | 0.31 | 2.20 | 0.33 | 2.65 | 0.39 |
| 15 à 19 ans | 2.49 | 0.38 | 2.05 | 0.51 | 2.80 | 0.73 | 3.05 | 0.76 | 3.96 | 0.54 |
| 20 à 24 ans | 4.01 | 0.37 | 4.62 | 0.48 | 4.98 | 0.43 | 6.89 | 0.72 | 7.36 | 0.71 |
| 25 à 34 ans | 1.581 | 0.22 | 2.03 | 0.38 | 1.92 | 0.32 | 3.59 | 0.45 | 3.98 | 0.37 |
| 35 à 44 ans | | | 0.72 | 0.24 | 0.93 | 0.31 | 1.33 | 0.32 | 2.01 | 0.35 |
| 45 à 54 ans | 0.902 | 0.17 | 0.81 | 0.38 | 0.41 | 0.26 | 1.20 | 0.35 | 1.16 | 0.34 |
| 55 à 64 ans | 1.10^{3} | 0.24 | 0.58 | 0.25 | 0.92 | 0.34 | 2.23 | 0.50 | 1.35 | 0.33 |
| 65 ans et plus | | | 0.64 | 0.38 | 0.71 | 0.42 | 1.89 | 0.44 | 1.58 | 0.36 |

¹ Tour 1971, le groupe d'age est de 25 à 39 alls

² Pour 1971, le groupe d'âge est de 40 à 59 ans.

³ Pour 1971, le groupe d'âge est de 60 ans et plus.

10.3 Efficacité des méthodes d'amélioration de la couverture

Comme nous l'avons mentionné à la section 10.2, le sous-dénombrement a augmenté considérablement au recensement de 1986 comparativement au sous-dénombrement des recensements réalisés de 1971 à 1981. En conséquence, Statistique Canada a décidé de mettre en oeuvre plusieurs nouvelles procédures visant à améliorer la couverture au recensement de 1991. Dans de nombreux cas, comme la décision de réduire le nombre de recenseurs dont les commissaires au recensement devaient assurer la surveillance, les changements ont été apportés aux procédures du recensement et leur incidence est difficile à mesurer quantitativement. Dans d'autres cas toutefois, les effets des modifications peuvent être repérés séparément. Dans la présente section, nous décrivons la méthodologie et les résultats de deux méthodes visant à améliorer la couverture dont les effets peuvent être quantifiés. Il s'agit de l'utilisation du registre des adresses en vue de réduire le sous-dénombrement des logements et du dénombrement spécial des personnes dans les soures populaires.

10.3.1 Registre des adresses

Les logements oubliés par le recenseur constituent l'une des causes du sous-dénombrement. L'opération du registre des adresses avait pour objet de réduire cette source de sous-dénombrement. Il s'agit d'un fichier d'adresses résidentielles exploitable par machine créé spécialement pour le recensement de 1991. Il a été constitué en fusionnant et en supprimant les répétitions des dossiers administraits comme les dossiers de l'évaluation municipale et ceux des sociétés de service public obtenus dans la dernière partie de 1990. Après la création du registre des adresses, chaque adresse était codée selon le SD dans leque le le était située en 1991. Comme ce codage ne pouvait étre effectuée de manière fiable que pour les centres urbains, les registres des adresses n'ont été créés que pour les centres urbains, les registres des adresses n'ont été créés que pour les centres urbains, les registres des adresses n'ont été créés que pour les centres urbains ou plus. En Colombie-Britannique, province qui a affiché par le passé les taux de sous-dénombrement les plus elevés, Statistique Canada a travaillé de concert avec le gouvernement provincial en vue d'étendre la couverture du registre des adresses aux régions urbaines plus petites et à certaines régions rurales également.

Peu avant la tenue du recensement, un listage d'ordinateur énumérant toutes les adresses que l'on prévoyait trouver dans le SD a été produit pour chaque SD. Après avoir fait la livraison des questionnaires du recensement, chaque recenseur recevait un exemplaire du registre des adresses pour son SD. Il comparait alors les adresses inscrites dans le registre des adresses qui avait consignées dans son Registre des visites. Il devait faire un suivi pour toutes les adresses figurant dans le registre des adresses qui rétaitent pas inscrites dans le Registre des visites afin de déterminer s'il s'agissait d'un logement réel qui avait été manqué au moment de la livraison. Si c'était le cas, il devait procéder au dénombrement du ménage. On a consigné dans un dossier toutes les adresses que le Registre des visites af permis de repérer. Une analyse subséquente a démontré que les logements ajoutés étaient surtout des petits appartements ou des plains-pieds dont la plupart étaient des logements loués et abritaient des ménages relativement plus netits.

Le tableau 10.5 montre le nombre de personnes qui ont été ajoutées grâce à l'opération du registre des adresses ainsi que la réduction du taux de sous-dénombremen net que ces personnes représentent. Pour l'enseible du Canada, l'opération du registre des adresses a permis de réduire de 62 885 personnes, soit de 0.22 %, le sous-dénombrement net. L'amélioration la plus importante a été constatée en Colombie-Britannique (réduction de 0.60 % du sous-dénombrement net) où l'on a utilisé le registre des adresses de manière plus étendue, suivie de l'Ontario (0.23 %) et du Québec (0.16 %). Les gains les plus petits ont été enregistrés dans les provinces de l'Atlantique et en Saskatchewan.

10.3.2 Dénombrement dans les soupes populaires

Le recensement du Canada tente de dénombrer les personnes à leur lieu habituel de résidence. On sait toutefois que certaines personnes n'ont pas de lieu habituel de résidence. Dans ce cas, on les dénombre à l'endroit où elles se trouvent le jour du recensement. Le recensement prévoyait déjà plusieurs procédures visant à dénombrer les personnes dans les gîtes pour les sans-abri, mais pour 1991, on a pensé qu'il était nécessaire de mettre en oeuvre d'autres procédures de dénombrement pour tenter de recenser les personnes qui pourraient être encore oubliées. Anrès l'examen de plusieurs options, il a été décidé de réaliser un dénombrement spécial dans les soupes populaires

situées dans diverses villes du Canada. Cette méthode semblait présenter la meilleure combinaison quant à son efficacité et à la sécurité des recenseurs.

Des soupes populaires situées dans 16 villes du Canada ont participé à l'opération. On avait élaboré en vue de leur dénombrement un questionnaire spécial (formule 3B). Pour remplir le questionnaire, le recenseur menait une interview auprès de toutes les personnes qui entraient dans les soupes populaires le jour du recensement. Le questionnaire permettait de recueillir des renseignements de base sur le répondant et comportait plusieurs questions visant à déterminer si la personne avait séjourné dans un logement pour lequel des produres spéciales étaient déjà appliquées dans le cadre du recensement. Si c'était le cas, le répondant était classé comme «résident temporaire de la soupe populaire» et pouvait donc être choisi dans l'échantillon de l'étude sur les résidents temporaires (voir le chapitre 6). Si le répondant n'indiquait pas d'autres adresses (s'il disait par exemple qu'il avait dormi dehors la veille), il était classé comme «résident habituel de la soupe populaire» et inclus à ce titre dans l'effectif de la population du recensement.

Grâce à ces procédures spéciales, on a pu interviewer au total 5 716 personnes dans les soupes populaires le jour du recensement. De ce nombre, 2 065 personnes (38 %) ont été ajoutées aux chiffres du recensement, soit directement à titre de résidents habituels de la soupe populaire ou indirectement par le biais des aditions afléatoires de l'étude sur les résidents temporaires. Même si 2 065 personnes en chiffres absolus ne semblent pas représenter un nombre considérable, il reste qu'une forte proportion (36 %) des personnes dénombrées dans les soupes populaires n'auraient pas été comptées si on n'avait pas appliqué ces mesures.

Ce chiffre ne correspond manifestement pas au nombre des «sans-abri». En effet, le dénombrement dans les soupes populaires ne visait pas à estimer la population des sans-abri et de fait, il n'existe pas de définition généralement acceptée de cette population. Selon le personnes qui les fréquentent fluctue considérablement selon la saison et selon le moment dans le mois. Le fait qu'il faisait doux le 4 juin 1991 et que les chèques d'assistance sociale avaient été distribués quelques jours plus tôt explique en partie pourquoi seulement 5 710 bersonnes ont été interviewées.

Tableau 10.5 Personnes ajoutées et réduction du taux de sous-dénombrement net à la suite de l'opération du registre des adresses, recensement de 1991

| Province | Personnes ajoutées | Réduction du taux de sous dénombrement net (%) |
|-----------------------|--------------------|---|
| Canada | 62,885 | 0.22 |
| Terre-Neuve | 327 | 0.06 |
| Île-du-Prince-Édouard | 0 | 0.00 |
| Nouvelle-Écosse | 534 | 0.06 |
| Nouveau-Brunswick | 657 | 0.09 |
| Québec | 11,548 | 0.16 |
| Ontario | 24,004 | 0.23 |
| Manitoba | 1,408 | 0.13 |
| Saskatchewan | 499 | 0.05 |
| Alberta | 3,712 | 0.14 |
| Colombie-Britannique | 20,196 | 0.60 |

XI. Conclusion

Le programme de mesure de la couverture du recensement de 1991 comprenait quatre études principales : la vérification des logements inoccupés, l'étude sur les résidents temporaires, la contre-vérification des dossiers, et l'étude sur le surdénombrement. Elles visaient à repérer les caractéristiques principales du sous-dénombrement et du surdénombrement au recensement.

Les résultats de la vérification des logements inoccupés et de l'étude sur les résidents temporaires qui permettaient de mesurer deux sources précises du sous-dénombrement ont servi à ajuster les chiffres du recensement de 1991. On a combiné les résultats de la contre-vérification des dossiers et de l'étude sur le surdénombrement pour obtenir pour la première fois des estimations du sous-dénombrement net. Bien qu'on ne les ait pas utilisé pour redresser les chiffres du recensement de 1991, on s'en sert pour produire les estimations démographiques postcensitaires de Statistique Canada.

Voici un résumé des principales observations formulées dans les chapitres précédents.

On estime que le taux de sous-dénombrement net de la population était de 2,87 % en 1991. Le taux de sous-dénombrement (estimé à 3,43 %) est beaucoup plus important que le taux de surdénombrement (estimé à 0,55 %). Le taux de sous-dénombrement net de 2,87 % représente 807 254 personnes. Le taux de sous-dénombrement net estimé des ménages privés est de 2,21 %, ce qui correspond à 226 743 ménages privés. Au niveau des provinces, les taux de sous-dénombrement net les plus élevés, tant pour la population que pour les ménages privés, ont été observés en Ontario alors que les plus faibles ont été constatés à l'Île-du-Prince-Édouard. Les taux de sous-dénombrement net les plus élevés au Canada ont été observés dans les deux territoires.

Les personnes de 20 à 34 ans, particulièrement les hommes, les célibataires, les hommes divorcés, les personnes vivant en union libre, les immigrants récents et les résidents non permanents, les locataires et les personnes dont la langue maternelle n'était ni l'anglais ni le français présentaient des taux de sous-dénombrement élevés.

Le sous-dénombrement des ménages privés était plus élevé que la moyenne dans le cas de ménages locataires. Les méages habitant dans un duplex ou dans une autre maison individuelle attenante affichaient aussi des taux de sous-dénombrement supérieurs à la moyenne.

Certaines réserves indiennes et certains établissements indiens ont également posé un problème de sous-dénombrement particulier en raison des difficultés rencontrées lors du dénombrement.

Les logements qui sont classés à tort comme logements inoccupés et les personnes temporairement absentes de leur lieu habituel de résidence le jour du recensement constituent des causes importantes du sous-dénombrement. Si l'on n'avait pas tenu compte des résultats de la vérification des logements inoccupés et de l'étude sur les résidents temporaires dans les chiffres du recensement de 1991, le taux de sous-dénombrement net aurait été plus élevé de 0,88 %.

Le taux de sous-dénombrement de 3,43 % est plus élevéque celui de 1986, qui atteignait 3,21 %. Cette augmentation est attribuable en grande partie à l'inclusion des résidents non permanents dans l'univers de la population du recensement de 1991. S'ils n'avaient pas été inclus, le taux de sous-dénombrement du recensement de 1991 aurait été de 3,16 %, soit presque équivalent à celui de 1986. Les taux de sous-dénombrement de 1986 et de 1991 sont supérieurs à ceux des recensements réalisés de 1971 à 1981.

En résumé, le sous-dénombrement et, dans une moindre mesure, le surdénombrement, sont des sources d'erreur importantes dans toutes les données du recensement. Les utilisateurs de données du recensement doivent être au fait de l'existence des erreurs de couverture et avoir une bonne idée de l'ampleur et de la répartition de celle-s-ci. Il importe particulièrement de savoir que le sous-dénombrement net n'est pas réparti de manière uniforme dans tous les groupes de population. Alors que le taux global de sous-dénombrement net d'environ 3 % est relativement faible, les taux de certains groupes peuvent être considérablement plus élevés ou plus bas.

Bibliographie

nº 99-135F au catalogue

Declos, M. (1993). Estimations postcensitaires et intercensitaires révisées, Canada, provinces et territoires, 1971-1993, population totale, méthodologie. Ottawa: Statistique Canada, Division de la démographie.

Romaniuc, A. (1988). Une approche démographique à l'évaluation du recensement de 1986 et des estimations de population pour le Canada, *Techniques d'enquêtes*, Vol. 14, n° 2, p. 169-185.

Statistique Canada (1980). Erreur de couverture au recensement de la population et du logement de 1976, Ottawa: Approvisionnements et Services Canada, 1980. Recensement du Canada de 1976, nº 99-840 au catalogue.

Statistique Canada (1990). Guide à l'intention des utilisateurs sur la qualité des données du Canada de 1976, 1879-8-40 au cataogue.

1986: Couverture, Ottawa: Approvisionnements et Services Canada, 1990. Recensement du Canada de 1986,

Statistique Canada (1992). Le recensement de 1991 en bref, Ottawa: Approvisionnements et Services Canada. Recensement de 1991, nº 92-305F au catalogue.

Statistique Canada (1992). *Dictionnaire du recensement de 1991*, Ottawa : Approvisionnements et Services Canada. Recensement de 1991, n° 92-301F au catalogue.

Centres régionaux de consultation

Les centres régionaux de consultation de Statistique Canada offrent une gamme complète des produits et services du recensement. On y trouve une bibliothèque et un comptoir de vente où les utilisateurs peuvent consulter ou acheter les différents produits, dont les publications, les disquettes de micro-ordinateurs, les microfiches et les cartes.

Le personnel des centres régionaux de consultation fournit des services de consultation et de recherche en plus du service après-vente, y compris des séminaires et des ateliers sur l'utilisation des données de Statistique Canada.

Chaque centre vous offre la possibilité d'extraire de l'information des systèmes d'extraction des données informatisés CANSIM et E-STAT de Statistique Canada. Un service de renseignements téléphonique est également disponible; ce service est gratuit pour les utilisateurs se trouvant à l'extérieur des secteurs d'appels locaux. Téléphonez, écrivez, télécopiez ou visitez le centre résional de consultation le blus orrès pour de blus ambles renseignements.

Région de l'Atlantique

Dessert les provinces suivantes : Terre-Neuve et Labrador, Nouvelle-Écosse, Île-du-Prince-Édouard et Nouveau-Brinswick

Services consultatifs Statistique Canada Immeuble Viking, 3e étage Chemin Crosbie St. John's (Terre-Neuve) A1B 3P2

Appel sans frais: 1-800-565-7192 Télécopieur: (709) 772-6433

Services consultatifs Statistique Canada North American Life Centre 1770, rue Market Halifax (Nouvelle Écosse)

Appel sans frais : 1-800-565-7192 Appel local : (902) 426-5331 Télécopieur : (902) 426-9538

Région du Québec

B313M3

Services consultatifs Statistique Canada 200, boul. René-Lévesque ouest Complexe Guy-Favreau Bureau 412 (Tour Est) Montréal (Québec) H2Z 1X4

Appel sans frais: 1-800-361-2831 Appel local: (514) 283-5725 Télécopieur: (514) 283-9350

Région de la Capitale nationale

Centre de consultation statistique (RCN) Statistique Canada Rez-de-chaussée, immeuble R.-H.-Coats Avenue Holland

Ottawa (Ontario)

KIA OT6

Si vous demeurez à l'extérieur de la zone de communication locale, veuillez composer le numéro sans frais pour votre région.

Appel local : (613) 951-8116 Télécopieur : (613) 951-0581

Région de l'Ontario

Services consultatifs Statistique Canada Immeuble Arthur Meighen, 10e étage 25, avenue St. Clair est **Toronto** (Ontario) MAT 1M4

Appel sans frais: 1-800-263-1136 Appel local: (416) 973-6586 Télécopieur: (416) 973-7475

Région du Pacifique

Dessert la province de la Colombie-Britannique et le territoire du Yukon.

Services consultatifs Statistique Canada Centre Sinclair, bureau 300 757, rue Hastings ouest Vancouver (Colombie-Britannique)

6C 3C9

Appel sans frais : 1-800-663-1551 Appel local : (604) 666-3691 Télécopieur : (604) 666-4863

Région des Prairies

Dessert les provinces suivantes : Manitoba, Saskatchewan, Alberta et les Territoires du Nord-Ouest.

Services consultatifs Statistique Canada Immeuble MacDonald, bureau 300 344, rue Edmonton Winnipeg (Manitoba)

Appel sans frais: 1-800-563-7828 Appel local: (204) 983-4020

Télécopieur : (204) 983-7543 Services consultatifs Statistique Canada Tour Avord, 9° étage 2002, avenue Victoria Regina (Saskatchewan)

S4P 0R7 Appel sans frais : 1-800-563-7828 Appel local : (306) 780-5405 Télécopieur : (306) 780-5403

Services consultatifs Statistique Canada First Street Plaza, bureau 401 138 – 4º Avenue sud-est Calgary (Alberta)

T2G 4Z6

R3B 3L9

Appel sans frais : 1-800-563-7828 Appel local : (403) 292-6717 Télécopieur : (403) 292-4958

Services consultatifs Statistique Canada Park Square, 8° étage 10001, Bellamy Hill Edmonton (Alberta) T51 3B6

Appel sans frais : 1-800-563-7828 Appel local : (403) 495-3027 Télécopieur : (403) 495-5318

Appareils de télécommunications pour les malentendants : 1-800-363-7629 Numéro sans frais pour commander seulement (Canada et États-Unis) : 1-800-267-6677

Bibliothèques de dépôt

La bibliothèque de Statistique Canada, située à Ottawa, tient à jour les enregistrements complets de nature courante ou historique de l'ensemble des publications de Statistique Canada, qu'elles figurent au catalogue ou non. Les employés de la bibliothèque sont à la disposition des utilisateurs pour aider ces derniers à trouver les informations dont ils ont besoin.

Bibliothèque de Statistique Canada Immeuble R.H. Coats, 2e étage Parc Tunney Ottawa (Ontario) K1A 0T6 Appel local: 613-951-8219/20 Télécopieur: 1-613-951-0939

La liste qui suit comprend les bibliothèques de dépôt complet qui recoivent toutes les publications de Statistique Canada et de toute l'administration fédérale.

| Ca | | |
|----|------|--|

Terre-Neuve

St. John's

Memorial University of Newfoundland Oueen Elizabeth II Library St. John's (Terre-Neuve) A1B 3Y1

Île-du-Prince-Édouard

Charlottetown

Bibliothèque des services gouvernementaux Charlottetown (Île-du-Prince-Édouard) CLA 3T2

Nouvelle-Écosse

Halifay

Dalhousie University Killam Memorial Library Halifax (Nouvelle-Écosse) B3H 4H8

Wolfville

Acadia University Vaughan Memorial Library Wolfville (Nouvelle-Écosse) B0P 1X0

Nonveau-Brunswick

Fredericton

Bibliothèque de l'Assemblée législative Fredericton (Nouveau-Brunswick)

E3B 5H1

University of New Brunswick Harriet Irving Library Fredericton (Nouveau-Brunswick)

F3B 5H5

Moneton

Université de Moncton Bibliothèque Champlain Moncton (Nouveau-Brunswick) E1A 3E9

Sackrilla

Mount Allison University Ralph Pickard Bell Library Sackville (Nouveau-Brunswick) EOA 3CO

Ouébec

Montréal

Bibliothèque municipale de Montréal Montréal (Québec) H2L 1L9

Services documentaires multimédia

Montréal (Ouébec) H2C 1T1

Concordia University Library

Montréal (Québec) H3G 1M8

McGill University McLennan Library Montréal (Québec) H3A 1Y1

Université de Montréal

Bibliothèque des sciences humaines et sociales Montréal (Ouébec)

H3C 3T2 Université du Québec à Montréal

Bibliothèque Montréal (Québec)

H2L 4S6

Onébec

Bibliothèque de l'Assemblée nationale Ouébec (Ouébec) G1A 1A5

Sherbrooke

Université de Sherbrooke Bibliothèque générale Cité universitaire Sherbrooke (Ouébec) 11K 2D1

Sainte-Fov

Université Laval Bibliothèque générale Sainte-Foy (Ouébec) G1K 7P4

Ontario

Downsview

York University Scott Library Downsview (Ontario) M312R6

Guelph

University of Guelph Library Guelph (Ontario) N1G 2W1

Hamilton

Bibliothèque publique d'Hamilton Hamilton (Ontario)

L8R 3K1

McMaster University Mills Memorial Library Hamilton (Ontario)

L8S 4L6

Recensement de la population – Produits de référence Rapports techniques du recensement de 1991

Kingston

Queen's University at Kingston Douglas Library Kingston (Ontario) K7L 3N6

London

The University of Western Ontario D.B. Weldon Library London (Ontario) N6A 3K7

Ottawa

Bibliothèque du Parlement Section de l'information gouvernementale canadienne Ottawa (Ontario) K1A 0A9

Bibliothèque nationale du Canada Ottawa (Ontario)

K1A 0N4

Université d'Ottawa Bibliothèque Morisset Ottawa (Ontario) K 1N 945

Sudbur

Bibliothèque Sudbury (Ontario) P3C 2C6

Thunder Bay

Lakehead University Chancellor Paterson Library Thunder Bay (Ontario) P7B 5E1

Bibliothèque publique de Thunder Bay Thunder Bay (Ontario)

P7E 1C2 Toronto Bibliothè Toronto (M5S 1A5

Bibliothèque de l'Assemblée législative Toronto (Ontario)

Metropolitan Toronto Reference Library Toronto (Ontario)

M4W 2G8 University of Toronto

Robarts Library Toronto (Ontario) M5S 1A5

Waterloo

University of Waterloo Dana Porter Arts Library Waterloo (Ontario) N2L 3G1

Windsor

Bibliothèque publique de Windsor Windsor (Ontario) N9A 4M9

Manitoba

Winnineg

Bibliothèque de l'Assemblée législative Winnipeg (Manitoba) R3C 0V8

The University of Manitoba Elizabeth Dafoe Library Winnipeg (Manitoba)

Saskatchewan

Regina

Bibliothèque de l'Assemblée législative Regina (Saskatchewan) SAS 0B3

Saskatoon

University of Saskatchewan The Main Library Saskatoon (Saskatchewan) S7N 0W0

Alberta

Calgary

The University of Calgary MacKimmie Library Calgary (Alberta) T2N 1N4

Edmonton

Bibliothèque publique d'Edmonton Edmonton (Alberta)

Bibliothèque de l'Assemblée législative Edmonton (Alberta) T5K 2B6

The University of Alberta Library Edmonton (Alberta)

Colombie-Britannique

T6G 2J8 Colombi Burnaby

Simon Fraser University Library Burnaby (Colombie-Britannique) V5A 186

Vancouver

The University of British Columbia Library Vancouver (Colombie-Britannique) V6T 1Y3

Bibliothèque publique de Vancouver Vancouver (Colombie-Britannique) V6Z 1X5

Victoria

Bibliothèque de l'Assemblée législative Victoria (Colombie-Britannique) V8V 1X4

University of Victoria McPherson Library Victoria (Colombie-Britannique) V8W 3H5

Territoires du Nord-Ouest

Yellowknife

Bibliothèque gouvernementale des Territoires du Nord-Ouest Yellowknife (Territoires du Nord-Ouest) XOF 1H0

Autres pays

République fédérale d'Allemagne

Staatsbibliothek Abt. Amtsdruckchriften U. Tausch Postfach 1407 1000 Berlin 30

Allemagne Royaume-Uni

The British Library Londres, WC1B 3DG Angleterre, Royaume-Uni

Preussischer Kulturbesitz

Japon

National Diet Library Tokyo, Japon

États-Unis d'Amérique

Library of Congress Washington, D.C. 20540 États-Unis d'Amérique



BON DE COMMANDE

Statistique Canada

| veemt de poutschands Outseu (Ontario) Contava (Ontario) Contava (Ontario) Etats-lunc composez te confirmation is both reflection to the control of the | | | | EMENT: | E PAIEM | ALITÉS DE | MOD | | TÉLÉCOPIEZ AU: | COMPOSEZ: | À: | ENVOYEZ |
|--|--------------|-----------------|---------------------------|--------------------------|-----------------------------|----------------------------------|---|--|-------------------------|---|-----------------------|--------------------|
| Veruillez noter que les prix au catalogue pour les É-U. et les autres pays sont donnés en doilars américains. TES N° R121491807 Compagne Commande sequement Comman | | | | | case) | ez une seule | (Coche | 4 | (613) 951-158 | 1-800-267-6677 | | \boxtimes |
| Veuillez noter que les prix au catalogue pour les É-U. et les autres pays sont donnés en doilars américains. Veuillez noter que les prix au catalogue pour les É-U. et les autres pays sont donnés en doilars américains. Signature Signature | | | | | | r de | commande seulement Veuillez ne pas envoye confirmation, le bon tel copie tient lieu de com | VISA ou MasterCard De l'exterieur du Canada et des Etats-Unis, composez le (613) 951-7277 Veuillez ne | Nications nada o) | Vente des put Statistique Ca Ottawa (Ontari | | |
| Palement Inclus Veulification Veulificat | d'expiration | Date | - | | | ignature | Si | | marioe originare | | en caracte | (Veuillez ecnre |
| A Tattention de Fonction Adresse Ville Province Code postal Téléphone Télécopeur Veullez vous assuer de rempir le bon au complet Edition demande un Abonnement annuel ou demande un Abonnement annuel ou nous de sur le sur les pays s'us us sus une de rempir le bon au complet Edition demande un Abonnement annuel ou nous demande un Abonnement annuel ou nous de sur les pays s'us un subonnement annuel ou nous demande un Abonnement annuel ou nous demande un Abonnement annuel ou nous demande un Abonnement un de la personne autorisée Edition demande un Abonnement annuel ou nous de la taite durie un la sur les pays s'us un subonnement annuel ou nous demande un abonnement un demande un de la personne autorisée Edition demande un Abonnement annuel ou nous de la personne autorisée Landa Latis pays s'us un subonnement annuel ou nous de la personne autorisée Landa Latis pays s'us s'us un demande un de la personne autorisée Landa Latis pays s'us s'us s'us s'us s'us s'us s'us s' | \$ | | | | ilus | aiement inc | ☐ Pa | _ | | | | |
| Addresse Vitile | ordre du | dat-poste a l'o | ue ou man Publications | votre cheq Canada — F | arvenir votr ral du Cana | euillez faire pa eceveur gene | Ve Re | | | | | |
| Veuillez noter que les prix au catalogue pour les É-U, et les autres pays sont donnée en doilars américains. TPS N° 8 121491807 TPS N° 8 121491807 Teleconeur Naude de la personne autorisée Code postal Télécopeur Titre Telecopeur Titre | | | | _ | | | _ | _ | 1 | Fonction | ie | |
| Code postal Teléphone Téléphone Signature de la personne autorisée Numéro au catalogue Titre Signature de la personne autorisée Code postal Teléphone Téléphone Signature de la personne autorisée | السبب | | | | | | | | | Province | | |
| Numéro au calalogue Titre Edition demande Abonnement annuel ou prix de la publication Autres pays Autres pays SuS SuS | | | | | | | _ | | () Télécopieur | () Téléphone | | |
| Numéro au catalogue Titre | | | | | | _ | | É | n au complet | vous assurer de remplir le boi | Veuillez | |
| Veuillez noter que les prix au catalogue pour les É-U. et les autres pays sont donnée en dollars américains. TPS N° R121491807 TPS (7°4) (Clents canadiens seulement) (Clents canadiens seulement) | | | on | publication | de la pui | prix | andée ou | den | | | Titre | |
| Veunitez noter que les prix au catalogue pour les EV. et les autres pays sont donnés en dollars américains. REDUCTION [Sill y a lieu] TPS N° R121491807 TPS (7° N° R121491807) (Cleints canadiens seulement) | Total S | Quantite | pays | s | Unis | | our les | "A" | | | | catalogue |
| Veullez noter que les prix au carangue pour les EU. et les autres pays sont donnés en dollars américains. PS N° R121491807 PS N° R121491807 PS N° R121491807 (Clents canadens seulement) | | | | | | | | _ | | | | |
| Veullez noter que les prix au carangue pour les EU. et les autres pays sont donnés en dollars américains. PS N° R121491807 PS N° R121491807 PS N° R121491807 (Clents canadens seulement) | | | | | | | | | | | | |
| Veullez noter que les prix au carangue pour les EU. et les autres pays sont donnés en dollars américains. PEDUCTION [s'il y a leu] TPS N° R121491807 TPS (7'%) [Clients canadens seulement] | | | | | | | | | | | | |
| Veullez noter que les prix au carangue pour les EU. et les autres pays sont donnés en dollars américains. PEDUCTION [s'il y a leu] TPS N° R121491807 TPS (7'%) [Clients canadens seulement] | | | | | | | | | | | | |
| Veullez noter que les prix au carangue pour les EU. et les autres pays sont donnés en dollars américains. PEDUCTION [s'il y a leu] TPS N° R121491807 TPS (7'%) [Clients canadens seulement] | | | | _ | | | | | | | | |
| Veullez noter que les prix au catangue pour les EV. et les autres pays sont donnés en doilres américains. RÉDUCTION [s'il y a leu] TPS N° R121491807 TPS (7' k) [Clients canadens seulement] | | | | | | | | | | | | |
| Veunitez noter que les prix au catalogue pour les EV. et les autres pays sont donnés en dollars américains. REDUCTION [Sill y a lieu] TPS N° R121491807 TPS (7° N° R121491807) (Cleints canadiens seulement) | | | TOTAL | | | | | <u> </u> | | | | |
| TPS N° R121491807 TPS (7 %) (Clients canadiens seulement) | | | DUCTION | RÉC | | ont | pays sc | autres | pour les EU. et les | rs américains. | noter qu en dollar | donnés |
| | | | PS (7 %) | TP | IChart. | | | | | 91807 | R12149 | ► TPS N° |
| Le chèque ou mandat-poste doit être établi à l'ordre du Receveur général du Canada – Publications TOTAL GÉNÉRAL | | | | | | | | | à l'ordre du s | andat-poste doit être établi ul du Canada – Publications | ue ou ma r générai | Le chéq Receveu |
| Les clients canadens paient en dollars canadiens et ajoutent la TPS de 7 % Les clients à l'étranger paient le montant total en dollars US très sur une banque américaine. | 238 | - 093 | PF | ger | l'étranger | es clients à | 7% Le | PS de | adiens et ajoutent la 1 | diens paient en dollars cana | its canad | Les clier |

IERCI DE VOTRE COMMANDE!

Statistics

Statistique

Canadä



De nos jours, le recensement constitue la base de données la plus complète qui soit au

Voulez-vous en tirer tous les avantages ?

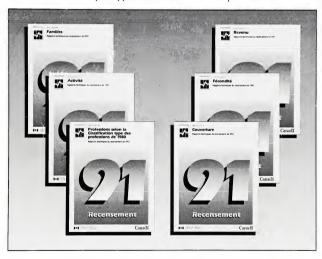


Profiter pleinement de la base de données sociales et économiques la plus vaste et la plus détaillée au Canada apparaît souvent comme une tâche colossale, mais le recensement peut se révéler l'outil commercial le plus utile que vous pourriez utiliser. Statistique Canada a conçu une série de produits de référence afin de faire travailler le recensement

On peut se procurer le *Dictionnaire du recensement*, le *Recensement en bref*, la *Revue générale du recensement* et le *Catalogue des produits et services* auprès des centres régionaux de consultation de Statistique Canada ou en téléphonant au...

Les rouages du recensement

Les Rapports techniques du Recensement de 1991 fournissent à l'utilisateur de l'information sur la qualité des données. Ils expliquent en détail les concepts du recensement, les variables et leurs composantes, la couverture, le traitement, l'évaluation des données et leurs champs d'application et d'autres notions pertinentes.



Pour recevoir une liste complète des Rapports techniques du Recensement de 1991, communiquez avec votre centre régional de consultation de Statistique Canada ou composez sans frais le...

T 1800 267-6677 **T**